

UNIVERSITAT AUTÓNOMA DE BARCELONA

Trabajo Final del Máster de Estudios Territoriales y de la Población

Curso académico 2018-2019

*Segregación residencial en Lima Metropolitana:
Autocorrelación espacial y aglomeración en la ciudad.*

Autor: Gonzalo Talavera Forlin

Tutor: Joaquín Recaño Valverde

Gonzalo Talavera Forlin

Joaquín Recaño Valverde

Bellaterra, 4 de julio de 2019

Resumen

En este trabajo calculo indicadores no espaciales y espaciales de segregación residencial en Lima Metropolitana para grupos de la población según características socioeconómicas, socioculturales y demográficas. Mediante el análisis de datos censales de 2007 muestro que las fallas de los indicadores no espaciales señaladas por Garrocho y Campos-Alanís (2013) no permiten una adecuada identificación de los patrones de segregación de la ciudad. Los indicadores no espaciales (disimilitud, segregación, aislamiento e interacción) calculados para grupos de la población según su nivel de instrucción, sexo, origen étnico, lugar de nacimiento y actividad económica reportan niveles medios y bajos de segregación de la ciudad, pero ocultan un patrón de segregación residencial que se caracteriza por su autocorrelación espacial positiva y significativa para todas las variables estudiadas. Este patrón sí es identificable mediante el uso de los índices globales y locales de Moran, que muestran un escenario de segregación residencial en que se distingue, por un lado, una extensa aglomeración de características asociadas a baja vulnerabilidad en torno a una “zona de alta renta” y, por otro, múltiples aglomeraciones de menor tamaño y en la periferia de la ciudad, en las que se concentran grupos de la población con características asociadas a una mayor pobreza y vulnerabilidad.

Resum

En aquest treball calculo indicadors no espacials i espacials de segregació residencial a la Lima Metropolitana per a grups de població segons característiques socioeconòmiques, socioculturals i demogràfiques. Mitjançant l'anàlisi de dades censals de 2007 demostro que els defectes dels indicadors no espacials assenyalats per Garrocho i Campos-Alanís (2013) no permeten una identificació adequada dels patrons de segregació de la ciutat. Els indicadors no espacials (disimilitud, segregació, aïllament i interacció) calculats per a grups de població segons el seu nivell d'instrucció, sexe, origen ètnic, lloc de naixement i activitat econòmica reporten nivells mitjans i baixos de segregació a la ciutat, però oculten un patró de segregació residencial que es caracteritza per la seva autocorrelació espacial positiva i significativa per a totes les variables estudiades. Aquest patró sí que és identificable mitjançant l'ús dels índexs globals i locals de Moran, que mostren un escenari de segregació residencial en el que es distingeix, per una banda, una extensa aglomeració de característiques associades a una baixa vulnerabilitat en torn a una “zona de renda alta” i per altra banda, múltiples aglomeracions de menor mida i a la perifèria de la ciutat, en les que es concentren grups de població amb característiques associades a una major pobresa i vulnerabilitat.

Abstract

In this paper I calculate aspatial and spatial residential segregation indices in Metropolitan Lima for population groups according to socioeconomic, sociocultural and demographic characteristics. Using census data from 2007 I show that the flaws of aspatial indices pointed out by Garrocho & Campos-Alanís (2013) do not allow for an adequate identification of the segregation pattern of the city. Aspatial indices (dissimilarity, segregation, isolation and interaction) computed for population groups according to their education level, sex, ethnic origin, place of birth and economic activity report low and moderate segregation levels. However, they hide a segregation pattern of positive and statistically significant spatial autocorrelation for all of the variables in the study. This pattern can be identified using global and local Moran indices that expose a residential segregation scenario that shows, on the one hand, a large cluster of variables associated with low poverty and vulnerability around a central “high rent zone”, and on the other, smaller clusters scattered in the outskirts of the city where the characteristics of the population groups are associated with poverty and vulnerability.

Agradecimientos

El autor agradece al profesor Joaquín Recaño Valverde, tutor de este trabajo, a Karla Vergara, José Luis Flor, Luis Eduardo San Martín y Abel Eraso Pichot.

Índice

Introducción.....	4
1 Lima Metropolitana	5
2 Segregación residencial: concepto y medición.....	8
2.1 Indicadores de segregación residencial	12
2.1.1 Indicadores no espaciales	13
2.1.2 Fallas de los indicadores no espaciales	15
2.1.3 Indicadores espaciales e índices de Moran.....	18
2.2 La segregación residencial en Lima Metropolitana y América Latina.....	20
3 Metodología.....	23
3.1 Datos.....	23
3.2 Variables.....	24
4 Resultados.....	26
4.1 La dependencia de la agrupación de los datos (<i>falla 3</i>).....	26
4.2 La imposibilidad de mostrar la segregación dentro de la ciudad (<i>falla 2</i>) ...	28
4.3 Los mismos resultados para patrones espaciales diferentes (<i>falla 1</i>).	37
5 Conclusiones.....	39
6 Bibliografía.....	40
Anexo 1: Departamentos del Perú	44
Anexo 2: Indicadores locales de autocorrelación espacial de Moran, según departamento de nacimiento.....	45

Introducción

En un artículo de nombre provocador, Garrocho y Campos-Alanís (2013) proclaman la “muerte” de un conjunto de medidas de segregación residencial utilizadas continuamente desde la mitad del siglo pasado en las ciencias sociales. En su artículo, los autores sostienen que los indicadores no espaciales tradicionalmente utilizados para medir la segregación tenían fallas fundamentales que justificaban su sepultura. Las cuatro fallas atribuidas a los indicadores no espaciales eran las siguientes: (1) generan los mismos resultados para distintos patrones territoriales, (2) no permiten identificar lo que ocurre al interior del área de estudio, (3) sus resultados dependen de la forma en que se agrupan los datos, y (4) no ofrecen confiabilidad estadística de sus resultados. Para mostrar esas fallas, los autores trabajan con datos ficticios, y deliberadamente extremos, calculan indicadores no espaciales, y los comparan con indicadores de autocorrelación espacial.

En este trabajo realizo un ejercicio similar con datos censales para la ciudad de Lima Metropolitana en el año 2007. Esos datos permiten comparar ambos tipos de indicadores a nivel de zonas censales (agrupaciones similares a las secciones censales en España) y mostrar que los indicadores no espaciales de segregación residencial muestran un panorama equivocado de la distribución de la población según ciertas características en el territorio.

Lima es la ciudad más grande y más poblada del Perú. En 2017 fue la residencia de 9 562 280 personas que representan el 32,5 por ciento de la población total del país (Perú-INEI, 2018). En 1908 tenía apenas 140 884 habitantes y durante el siglo XX la ciudad creció con cierta dualidad: los sectores medios y altos crecieron en la zona central de la ciudad, mientras que la clases populares lo hicieron en la periferia. Una “ciudad legal” y una “ciudad ilegal”, en palabras de Calderón (2016). Después de algunas décadas de crecimiento económico sostenido en el país, es relevante observar en qué medida este patrón de desarrollo dual permanece en la ciudad.

Este trabajo tiene como objetivos: (a) explorar las diferencias que ocurren en la medición de la segregación residencial de Lima Metropolitana al utilizar indicadores no espaciales y espaciales, y (b) caracterizar la segregación residencial en la ciudad utilizando variables que reflejan distintas dimensiones de la población. La hipótesis de trabajo es que los indicadores tradicionales de *segregación*, *disimilitud*, *interacción* y *aislamiento* subestiman ampliamente la segregación en la ciudad, que se distingue principalmente por presentar aglomeraciones espaciales de características asociadas con la pobreza y vulnerabilidad en algunas partes de la ciudad.

Las medidas de segregación residencial en el Perú han estado enfocadas principalmente en variables de naturaleza socioeconómica. Este trabajo representa un avance en la medida que incorpora mediciones espaciales y no espaciales de segregación para variables no solamente socioeconómicas sino también socioculturales y demográficas sobre las cuales no he encontrado mediciones anteriores en el país.

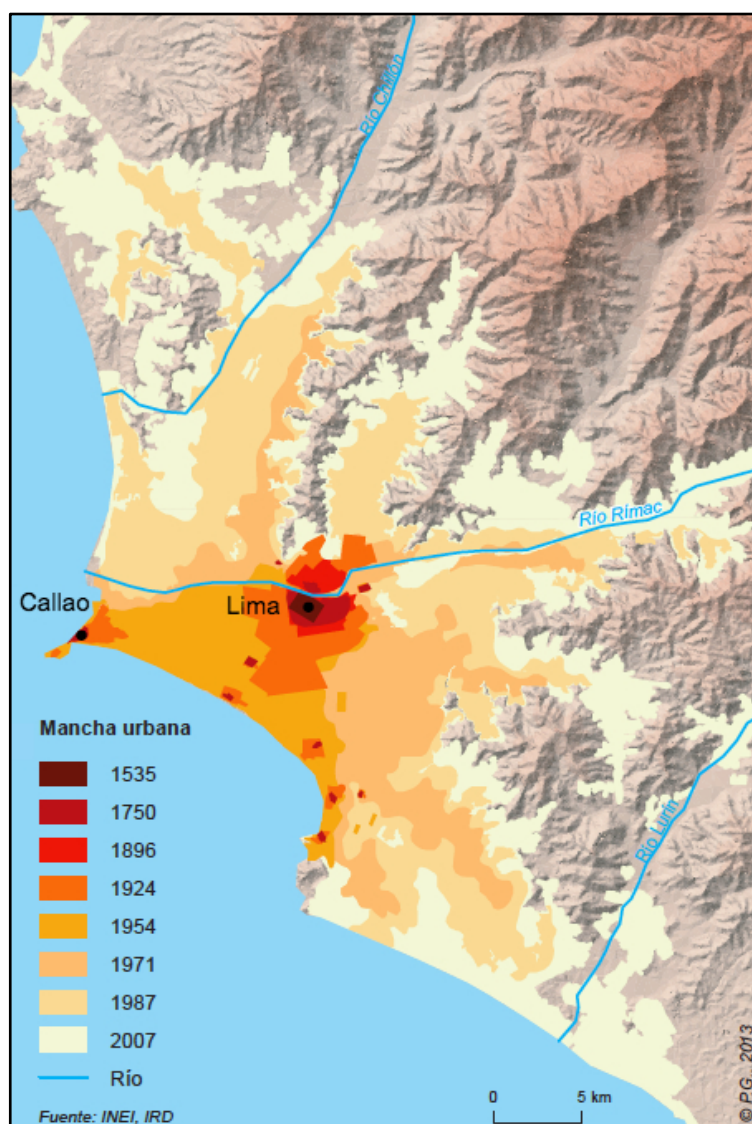
La primera sección de este trabajo describe las principales características de la ciudad de Lima Metropolitana como ámbito del estudio y la evolución de su población y su urbanización. La segunda sección se divide en una discusión en torno al concepto y medición de la segregación residencial y un recuento de las principales medidas efectuadas en ciudades latinoamericanas, en general, y en Lima, en particular. En la tercera sección describo los datos y variables utilizados. En la cuarta sección calculo, comparo y analizo los indicadores de segregación residencial elegidos. Finalmente, en la quinta sección presento las conclusiones.

1 Lima Metropolitana

Este estudio está circunscrito a la conurbación de las ciudades de Lima y el Callao, denominada en los documentos estadísticos oficiales como “Lima Metropolitana”, en la que se encuentra la capital del país y representa su área urbana más poblada con el 31 por ciento de la población. Lima Metropolitana se encuentra entre la orilla del Pacífico y en la base de la vertiente occidental de la Cordillera de los Andes, lo que configura su forma lineal en el eje nortesur, y de expansiones radiales a lo largo de los valles y quebradas que se alejan del centro de la ciudad (*figura 1*). Su extensión es de más de 900 km², ocupa más de 100 km de norte a sur y 60 km de este a oeste (Metzger, Gluski, Robert, y Sierra, 2015).

La importancia de Lima Metropolitana como porcentaje de la población del país fue creciendo a lo largo del siglo XX, y hasta el 2007 su población mantuvo altas tasas de crecimiento intercensal, como se muestra en la *tabla 1*. Este crecimiento fue causado por la gran cantidad de migración interna, que se localizó principalmente en las nuevas barriadas de la ciudad. En su extensa documentación del desarrollo de las barriadas en Lima Metropolitana, Calderón (2016) distingue entre la “ciudad ilegal” (aquellos barrios producidos transgrediendo los códigos vigentes) y la “ciudad legal” (aquellos producidos conforme a las normas). Este autor muestra, con datos censales y proyecciones oficiales, que entre 1961 y 1998 el porcentaje de la población viviendo en la *ciudad ilegal* (*barriadas, tugurios y cooperativas*) pasó del 48 al 56 por ciento, y estima que para 1993 el 65 por ciento ya se encontraba viviendo en barriadas de origen ilegal (2016, p. 84).

Figura 1. Lima Metropolitana: Relieve y evolución de la trama urbana 1535-2007



Fuente y elaboración: Metzger et al. (2015, p. 2) [las marcas de las ciudades son propias].

Tabla 1. Perú y Lima Metropolitana: Población censada 1940-2007

	1940	1961	1972	1981	1993	2007
Lima Metropolitana	645 172	1 845 910	3 392 523	4 608 010	6 345 856	8 482 619
% del total nacional	10%	19%	25%	26%	28%	31%
Crecimiento intercensal	-	186%	84%	36%	38%	34%
Perú	6 207 967	9 906 746	13 538 208	17 995 219	22 948 356	27 412 157

Fuente: Perú-INEI (2008). Elaboración propia.

El territorio peruano está dividido política y administrativamente en 24 departamentos y una provincia constitucional: los departamentos se dividen en provincias, y las provincias, en distritos. La ciudad de Lima está formada por los 43 distritos de la provincia de Lima, en el

departamento del mismo nombre, mientras que la ciudad del Callao está formada por la totalidad de la provincia constitucional del Callao, que en 2007 constaba de seis distritos¹.

Los estudios de la segregación de Lima Metropolitana suelen agrupar sus distritos a partir de su localización en el territorio y sus niveles de ingreso, diferenciando entre (a) una “zona de alta renta” compuesta por los centros de Lima y del Callao y sus alrededores urbanizados hasta mediados del siglo pasado, principalmente hacia el sur²; y (b) las zonas de expansión usualmente llamadas “conos”, que se proyectan hacia el norte, el este y el sur de la ciudad. En este estudio utilizaremos la clasificación de Pereyra (2006), que distingue entre cinco agrupaciones: Lima antigua, Callao, Cono sur, Cono este, Cono norte, Playas del sur y Zona de alta renta. Esta clasificación permitirá una mayor precisión en la interpretación de la segregación de la ciudad, y una relación más directa con las etapas de crecimiento de la ciudad, mostradas en la *figura 2*.

Figura 2. Lima Metropolitana: Distritos en 2007 y grandes zonas



Elaboración propia. Mapas base de *Stamen Design*, bajo CC BY 3.0. Datos de *OpenStreetMap*, bajo *ODbL*.

¹ La provincia constitucional tiene hoy siete distritos, luego de la creación del distrito de Mi Perú en 2014.

² Otros autores dividen esta zona de alta renta entre “Centro de Lima” y “Callao”, con ligeras diferencias entre ellas (Fernández de Córdova, 2012; Peters y Skop, 2007).

En términos generales, los conos representan los sectores de la ciudad en los que se instalaron los migrantes que llegaron a la capital durante la segunda mitad del siglo XX. En comparación con la zona central de la ciudad, los conos tienen mayor concentración de asentamientos humanos precarios y de población en estrato socioeconómico bajo (Fernández de Córdova, 2012), menor acceso a agua y a viviendas de calidad y mayor incidencia de pobreza (Metzger et al., 2015), y han presentado en las últimas décadas un patrón de urbanización en el que conviven mecanismos formales e informales de ocupación de las tierras (Calderón, 2016; Joseph, Castellanos, Pereyra, y Aliaga, 2005; Pereyra, 2006).

2 Segregación residencial: concepto y medición

Existen distintas definiciones de segregación residencial según los distintos enfoques de los investigadores, el momento en que fueron elaboradas y también al lugar en el que se estudia este fenómeno. Una de las más citadas y más sencillas la define como el grado en el cual dos o más grupos viven separados cada uno del otro, en diferentes partes del entorno urbano (Massey y Denton, 1988, p. 282). Esta definición nos habla de una diferencia en la ubicación de personas de distintos grupos, pero además circunscribe la segregación residencial al territorio urbano (Arriagada Luco y Rodríguez Vignoli, 2003).

En el mismo estudio en que proponen su definición, Massey y Denton revisan distintas medidas de segregación residencial y definen cinco dimensiones o maneras en las que esta se puede manifestar: (a) igualdad/desigualdad, (b) exposición/aislamiento, (c) concentración, (d) centralización y (e) agregación espacial o aglomeración (*clustering* en la literatura en inglés).

Siguiendo a Martori (2007), la dimensión de igualdad/desigualdad mide la similitud entre las distribuciones de uno o más grupos en las zonas o unidades espaciales en que podemos dividir un espacio urbano, la exposición mide el contacto potencial entre individuos de grupos diferentes, la concentración se refiere a la superficie del espacio urbano ocupada por un grupo de la población, y la agregación espacial o aglomeración mide la ocupación de zonas contiguas por parte de personas del mismo grupo. La *tabla 2* resume qué lo que mide cada dimensión y las principales características de cada una.

Tabla 2: Características de las dimensiones de la segregación residencial

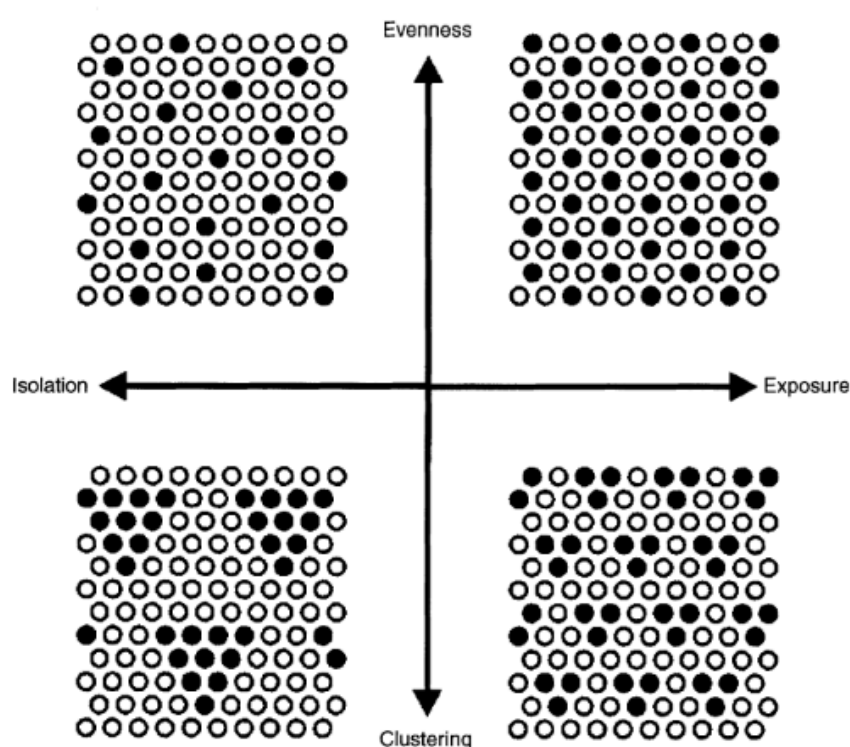
Dimensión	Características
Igualdad / Desigualdad	<ul style="list-style-type: none"> • Mide la diferencia entre la distribución espacial de dos grupos sociales entre unidades territoriales de una ciudad. <ul style="list-style-type: none"> ○ Un grupo está segregado si se distribuye de forma desigual que otro en un grupo de unidades territoriales. ○ La segregación es máxima cuando los grupos no comparten unidades territoriales de residencia.
Exposición / Aislamiento	<ul style="list-style-type: none"> • Mide la probabilidad de contacto potencial entre individuos de grupos diferentes. <ul style="list-style-type: none"> ○ La exposición mide la probabilidad de que los miembros del grupo mayoritario compartan unidad territorial de residencia con los del grupo minoritario. ○ El aislamiento mide la probabilidad de que los miembros del grupo minoritario compartan unidad territorial de residencia con los de su mismo grupo.
Concentración	<ul style="list-style-type: none"> • Mide la proporción del espacio de la ciudad ocupado por el un grupo minoritario. <ul style="list-style-type: none"> ○ La concentración absoluta es alta cuando el grupo minoritario ocupa un espacio muy pequeño del total del área urbana. ○ La concentración relativa es alta cuando el grupo minoritario ocupa un espacio muy pequeño del total del área urbana respecto al ocupado por el grupo mayoritario.
Centralización	<ul style="list-style-type: none"> • Mide el grado en el que un grupo está localizado espacialmente cerca del centro de un área urbana. <ul style="list-style-type: none"> ○ La centralización absoluta mide la distribución espacial del grupo minoritario comparada con la distribución de la superficie alrededor del centro urbano. Los valores elevados de segregación (centralización absoluta) se obtienen cuando una gran proporción del grupo minoritario tendría que cambiar de residencia para obtener una distribución uniforme alrededor del centro urbano. ○ La centralización relativa mide la proporción del grupo minoritario que tendría que cambiar de residencia para obtener una centralización igual a la del grupo mayoritario.
Agregación espacial (<i>clustering</i>)	<ul style="list-style-type: none"> • Mide el grado en que las unidades espaciales ocupadas por miembros de un grupo minoritario colindan entre sí. <ul style="list-style-type: none"> ○ La agregación espacial es alta cuando las unidades ocupadas por el grupo minoritario son colindantes y muy cercanas entre sí, en lo que se conoce como “guetización”.

Elaboración propia a partir de Martori (2007) y Massey y Denton (1988)

Para algunos autores (Reardon y O’Sullivan, 2004) la distinción entre las dimensiones de igualdad y aglomeración es algo arbitrario. En la definición de Massey y Denton la igualdad se refiere al grado en que miembros de distintos grupos se encuentran sobre o sub representados en distintas áreas con respecto a su proporción general en el territorio, mientras que la aglomeración se refiere más bien a la proximidad de sub áreas con proporciones similares de estos grupos. Reardon y O’Sullivan, desde una perspectiva que pone mayor énfasis en la disposición espacial de los grupos de población, señalan que la igualdad y la aglomeración estarán correlacionadas fuertemente. Si se considera que una ciudad está dividida en zonas, compuestas a su vez por manzanas, las zonas censales que tengan sobrerrepresentación de un grupo de la población van a tender a estar compuestas por aglomeraciones de manzanas con sobrerrepresentación de ese mismo grupo. En ese sentido, si uno dividiera la ciudad según la localización de cada persona, y no por manzanas, cualquier zona sobrerrepresentada equivaldría a una aglomeración, por lo que no existiría una diferencia entre ambas dimensiones (2004, p. 125).

Bajo esa lógica, Reardon y O'Sullivan proponen una clasificación distinta que tiene solo dos grandes dimensiones: la primera la denominan *exposición espacial* (*spatial exposure* o *spatial isolation*) y la segunda, *igualdad espacial* (*spatial evenness* o *spatial clustering*). La dimensión de exposición espacial mantiene la misma conceptualización de exposición de Massey y Denton, pero hace explícita su naturaleza espacial; mientras que la igualdad espacial aglutina las dimensiones de igualdad y aglomeración de Massey y Denton en una sola. Para explicar estas dimensiones, Reardon y O'Sullivan proponen la *figura 3*, en la que se muestran cuatro patrones espaciales en un eje con las dos dimensiones que ellos sugieren (2004, pp. 125-127).

Figura 3. Dimensiones de la segregación espacial



Fuente y elaboración: Reardon y O'Sullivan (2004, p. 126)

En la *figura 3* los cuadrantes superiores muestran distribuciones espaciales uniformes de las unidades negras, mientras que los inferiores presentan aglomeración. En la dimensión horizontal, las distribuciones de la izquierda presentan unidades negras con mayor aislamiento, y las de la derecha, unidades negras con mayor exposición.

Desde Latinoamérica, la clasificación de Massey y Denton también ha recibido críticas. Las dimensiones que estos autores plantearon se construyeron a partir de la gran cantidad de estudios de la segregación en los espacios urbanos de Estados Unidos del siglo XX, por lo que Arriagada Luco y Rodríguez Vignoli (2003) critican que sus cinco dimensiones están muy marcadas por un patrón urbano en el que los pobres y las minorías étnicas tienden a ubicarse en el

centro de las ciudades (que típicamente son las zonas más deterioradas en las ciudades estadounidenses) y que ese patrón no suele corresponderse con el de la ciudad latinoamericana.

No obstante, Arriagada Luco y Rodríguez Vignoli reconocen que la segregación se manifiesta de distintas maneras y sostienen que existe un consenso en torno a las siguientes:

- la proximidad física entre los espacios residenciales de los diferentes grupos sociales;
- la homogeneidad social de las distintas subdivisiones territoriales en que se puede estructurar una ciudad;
- y la concentración de grupos sociales en zonas específicas de una ciudad. (2003, pp. 9-10)

Estas tres manifestaciones de la segregación se encuentran más estrechamente relacionadas con las dos dimensiones planteadas por Reardon y O'Sullivan que con las de Massey y Denton.

La definición de Sabatini, Cáceres y Cerda (2001) ya incorpora algunos de estos elementos, y define la segregación residencial “en términos generales, como el grado de proximidad espacial o de aglomeración territorial de las familias pertenecientes a un mismo grupo social, sea que éste se defina en términos étnicos, etarios, de preferencias religiosas o socioeconómicos, entre otras posibilidades” (2001, sec. 5).

Además de incorporar manifestaciones de la segregación más cercanas a la naturaleza del fenómeno en Latinoamérica, la definición de Sabatini, Cáceres y Cerda hace una mención explícita a algunos de los grupos sociales relevantes en el estudio de la segregación. La mención tiene sentido porque, por una parte, la tradición de estudios de segregación en los Estados Unidos del siglo pasado estuvo fuertemente dedicada al análisis de la distribución de la población afroamericana en las ciudades (de hecho, uno de los índices de segregación estudiado en Duncan y Duncan (1955) se llamaba “*non-white index*”). Por el contrario, en los estudios latinoamericanos sobre la segregación el énfasis ha estado puesto en el análisis de la segregación por grupos socioeconómicos, en detrimento de otras formas de segregación que existen (Sabatini, 2006). En esa misma línea, Clichevsky (2000) distingue entre (a) segregación socioeconómica, medida normalmente por el nivel de ingreso, nivel de instrucción y condiciones materiales de vida y (b) segregación sociocultural, medida a través del idioma, la nacionalidad, la religión o la etnia.

Luego de revisar distintos aspectos de la segregación residencial, en este trabajo utilizaré la definición de Sabatini, Cáceres y Cerda (2001) por tres motivos. Primero, por la pertinencia de las manifestaciones de la segregación para el patrón de la ciudad latinoamericana (desigualdad y aglomeración, por un lado, y exposición, por el otro); segundo, debido a su uso extendido en la literatura sobre la segregación en Latinoamérica y el Perú (ver por ejemplo Arriagada Luco y Rodríguez Vignoli, 2003; Di Virgilio y Perelman, 2014; Fernández de Córdova, 2012; Joseph et al., 2005); y tercero, por el hecho de que incorpora en su definición a grupos de la población según características socioeconómicas y socioculturales.

2.1 Indicadores de segregación residencial

Los indicadores de segregación residencial pueden dividirse en función de la dimensión o manifestación de la segregación que miden, o en función de si incorporan en sus cálculos la ubicación relativa de las unidades de análisis. En concordancia con la definición de Sabatini et al. (2001), en esta sección describo los indicadores no espaciales y espaciales que utilizaré para estudiar la segregación en Lima Metropolitana. En primer lugar describiré los indicadores no espaciales conocidos como *índice de segregación (IS)*, *índice de disimilitud (D)*, *índice de interacción (xPy)* e *índice de aislamiento (xPy)*, que se encuentran relacionados con las dimensiones de igualdad y exposición según Massey y Denton. En segundo lugar describiré dos índices espaciales de Moran que miden la autocorrelación espacial: el *índice de autocorrelación global de Moran (I, o I de Moran)* y los *índices de autocorrelación local de Moran (LISA, por sus siglas en inglés)*. Estos dos últimos indicadores son medidas espaciales de aglomeración, pero, según lo que muestran Reardon y O'Sullivan en la *figura 3*, constituyen también medidas de igualdad espacial.

La medición de la segregación residencial durante el siglo XX estuvo dominada por indicadores no espaciales utilizados principalmente para medir la segregación étnica en los Estados Unidos. En particular, el índice de disimilitud (*D*) (Duncan y Duncan, 1955), fue la medida usual de la segregación residencial durante décadas, y su utilización persiste incluso hasta después del debate que a partir de 1976 genera una variedad de nuevos índices de segregación.

Posteriormente, Massey y Denton (1988) estudian veinte de estos indicadores de segregación utilizados en la literatura, y a partir de distintos análisis recomiendan cuáles son los mejores indicadores para medir cada una de las 5 dimensiones en las que ellos clasificaron a dichos índices. Para la medición de la dimensión de igualdad, Massey y Denton recomiendan utilizar el índice de disimilitud (*D*) debido a que los otros índices que miden esta dimensión contienen poca información que no esté ya contenida en *D*, y a la simplicidad de su cálculo e

interpretación (1988, p. 308). Con respecto a la dimensión de exposición, los autores recomiendan el índice de interacción (P) (Bell, 1954; Lieberman, 1981) debido a que en el análisis factorial, su principal aporte ocurre en la dimensión de exposición (en contraste con otros indicadores cuyos aportes se solapan con la dimensión de igualdad), además de tener también la ventaja de su uso extendido y la simplicidad de su interpretación (Massey y Denton, 1988). Cabe indicar que aún cuando el avance de la capacidad de procesamiento de los ordenadores facilitó la introducción de distintas correcciones espaciales a los índices D y P , Massey y Denton sostienen que dichos ajustes no son particularmente fructíferos y recomiendan mantener el cálculo y la interpretación de indicadores separados según cada dimensión (1988, p. 311).

El cálculo de los indicadores espaciales de segregación (es decir, que consideran la ubicación relativa de las unidades de análisis) se hizo más frecuente a partir de los años noventa (una revisión de varios de ellos se puede encontrar en Reardon y O'Sullivan, 2004), pero los índices de auto correlación global (I) y local (ALM) de Moran son algunos de los más utilizados recientemente (Garrocho y Campos-Alanís, 2013).

En las siguientes subsecciones describo los indicadores con los que analizaré la segregación en Lima Metropolitana. Dado que los microdatos que utilizo en este trabajo estarán agregados por zona censal (agrupación similar a la sección censal en España), utilizaré este término para la explicación del cálculo de los distintos índices en los apartados siguientes.

2.1.1 Indicadores no espaciales

En este trabajo se calculan cuatro indicadores no espaciales de segregación residencial: el índice de disimilitud, el índice de segregación, el índice de interacción y el índice de aislamiento. Los dos primeros son indicadores de igualdad (o *evenness*), mientras que los dos últimos son indicadores de exposición.

El índice de disimilitud (D) (Duncan y Duncan, 1955) mide cómo está distribuido un grupo minoritario X de la población con respecto a otro grupo Y en el espacio urbano. El índice se computa de la siguiente manera:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{y_i}{Y} \right|$$

donde x_i es la población del grupo estudiado en la zona censal i , X es la población total del grupo minoritario en la ciudad, y_i es el número de individuos del grupo mayoritario en cada zona censal, e Y es el total de población del grupo mayoritario en la ciudad.

El índice de disimilitud toma un valor entre cero y uno, y puede entenderse también como el porcentaje de la población del grupo minoritario que debe cambiarse de localización

para distribuirse de la misma manera que el mayoritario (Massey y Denton, 1988). En esa lectura, un valor de cero representa que la población del grupo minoritario se distribuye de la misma manera que el otro, mientras que un valor de uno representa que el total de la población del grupo minoritario debe cambiar su residencia para alcanzar una distribución equitativa con respecto al mayoritario.

El índice de segregación (IS) es similar al índice de disimilitud, pero utiliza como grupo mayoritario al resto de la población de la ciudad o la zona censal, es decir, evalúa grupos complementarios de la población y sus valores también se encuentran entre cero y uno. El índice de segregación se expresa de la siguiente manera:

$$IS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{t_i - x_i}{T - X} \right|$$

donde t_i representa el total de la población en la zona censal i , y T , la población total de la ciudad.

Al igual que D , IS representa el porcentaje de la población minoritaria que debería cambiar su residencia para distribuirse de la misma manera que el grupo mayoritario, que en este caso particular es precisamente el resto de la población. En este sentido, IS puede entenderse como un caso particular del índice de D .

El índice de interacción (xPy) mide la probabilidad de que un individuo del grupo minoritario X comparta la zona censal en la que vive con un individuo de un grupo mayoritario Y (Martori, 2007), y se calcula de la siguiente manera:

$$xPy = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{X} \right) \left(\frac{y_i}{t_i} \right)$$

El índice de interacción también toma valores entre cero y uno, donde cero corresponde a una probabilidad nula de que un individuo del grupo X comparta zona censal con uno del grupo Y (por lo tanto indica una alta segregación), mientras que un valor de uno representa una probabilidad total de que ello sí ocurra (y por lo tanto, una segregación baja).

Finalmente, el índice de aislamiento (xPx) es muy similar al índice de interacción, solo que en este caso se refiere a la probabilidad de que un individuo de un grupo minoritario resida en la misma zona censal que otro individuo de su mismo grupo. Aunque el índice de aislamiento también se encuentra entre cero y uno, su interpretación es opuesta a la del índice de interacción, pues valores más cercanos a uno significan que el grupo minoritario X está aislado del resto de la población. El índice de aislamiento se calcula de la siguiente manera:

$$xPx = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{X} \right) \left(\frac{x_i}{t_i} \right)$$

Cuando se estudian dos grupos que suman el total de la población, se cumple que $xPx + xPy = 1$, lo que haría redundante reportar ambos indicadores en ese caso. Sin embargo, cuando la población puede dividirse en más grupos, se recomienda reportar ambos indicadores (Massey y Denton, 1988).

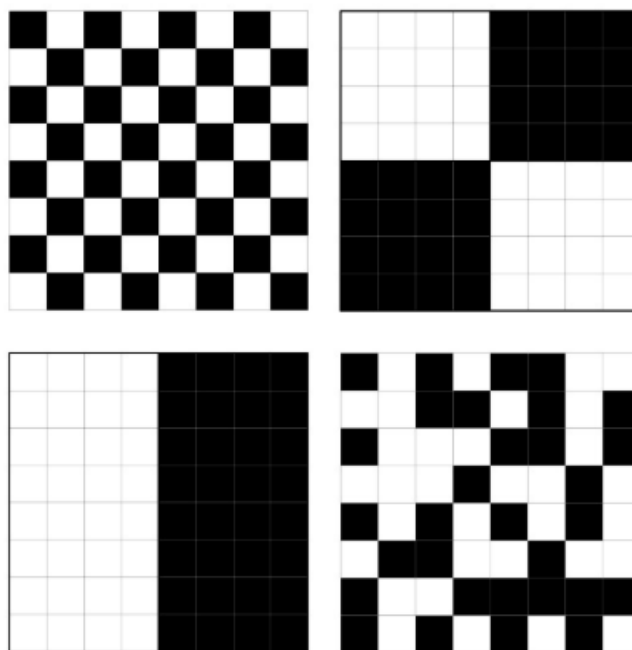
2.1.2 Fallas de los indicadores no espaciales

Los indicadores no espaciales presentados permiten analizar algunos aspectos de las dimensiones de segregación y aglomeración de la población en el territorio, pero tienen también algunas limitaciones. En la literatura se reconocen principalmente tres problemas: (a) el problema del tablero de ajedrez, (b) el problema de la unidad espacial modificable, y (c) el problema de la falta de confiabilidad estadística, que de acuerdo con Garrocho y Campos-Alanís (2013) generan cuatro fallas que veremos al final de esta sección.

El problema del tablero de ajedrez. Denominado de esa manera y estudiado profundamente por White (1983), este problema se refiere al hecho de que los indicadores no espaciales no consideran en su cálculo la ubicación relativa de las unidades de análisis. Es decir, una vez que la composición de cada unidad territorial está dada, cualquier distribución de las unidades en el territorio no modificaría el valor resultante de estos indicadores (1983, p. 1010).

Si imaginamos la ciudad como un tablero de ajedrez y a cada casilla como una zona censal con una composición de población determinada, no importará cuál sea la disposición de las casillas (zonas censales) en el tablero para el cálculo de los indicadores de segregación. En la *figura 4* se presentan cuatro arreglos distintos, cada uno con 32 casillas negras y 32 blancas. En cualquiera de estos casos, tanto IS , como D , xPx y xPy no cambiarían sus valores respectivos, pues no consideran la ubicación de las unidades espaciales con respecto a las unidades vecinas.

Figura 4. El problema del tablero de ajedrez: cualquier disposición de las casillas genera el mismo valor estimado de los indicadores de segregación



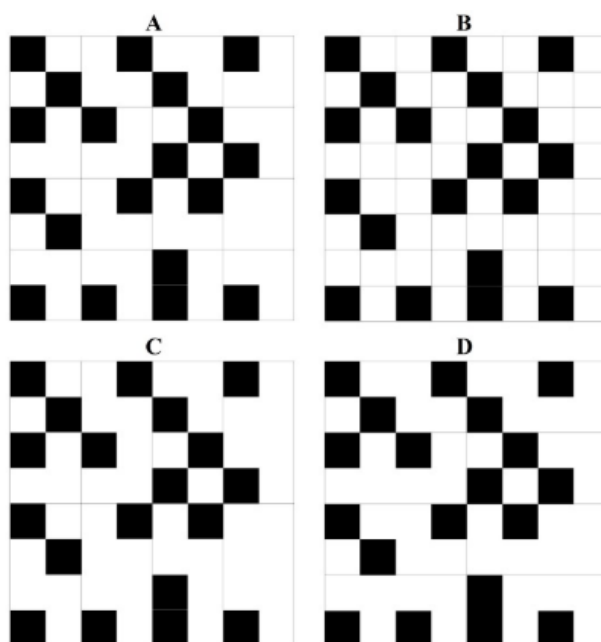
Fuente y elaboración: Garrocho y Campos-Alanís (2013, p. 273)

Visto de otro modo, si planteamos el problema en el sentido inverso, lo que tendríamos es que los valores obtenidos con cualquiera de los indicadores anteriores de segregación, por sí solos, no serían capaces de describir cuáles son los patrones de localización espacial de la población (Martori, 2007; Martori y Hoberg, 2004) y no permitirían explorar qué es lo que pasa con la segregación en los espacios dentro de la ciudad (Garrocho y Campos-Alanís, 2013), por lo que ante un valor determinado de los indicadores no podríamos saber a cuál de los escenarios de la *figura 4* correspondería el territorio en estudio.

El problema de la unidad espacial modificable. El origen de este problema se encuentra en el hecho de que la información sobre las características de la población normalmente se encuentra agregada a cierto nivel (manzanas o zonas censales, por ejemplo) que no necesariamente se corresponde con divisiones sociales o espaciales significativas (Reardon y O'Sullivan, 2004). Utilizar esas unidades territoriales implica asumir que la ciudad es un espacio discreto (Garrocho y Campos-Alanís, 2013), de lo que se desprende que individuos que viven muy cerca pero en diferentes unidades espaciales serían más distantes entre ellos que otros que vivan a una mayor distancia, pero dentro de la misma unidad espacial (Reardon y O'Sullivan, 2004). Este supuesto solo sería adecuado en el caso en que las fronteras entre unidades territoriales generen divisiones sociales y espaciales muy significativas, lo cual es infrecuente en los espacios urbanos, que suelen tener cierta continuidad.

En términos prácticos, el problema de la unidad espacial modificable significa que los estimadores son sensibles a la delimitación de las unidades del territorio estudiado. La *figura 5* ayuda a ejemplificar este problema al mostrar cuatro escenarios que tienen la misma distribución de la población, pero distintas maneras de agregar los datos. En este ejemplo, los indicadores de segregación resultantes serían distintos en cada uno de los escenarios.

Figura 5. El problema de la unidad espacial modificable: cuatro maneras de agrupar los datos que generan distintos valores de los indicadores de segregación



Fuente y elaboración: Garrocho y Campos-Alanís (2013, p. 278).

Es relevante para este estudio distinguir entre los dos efectos que operan en el problema de la unidad espacial modificable (Wong, 1997). El primero es un efecto de “agregación”, que explica la diferencia entre datos agregados en un nivel y datos agregados en una escala distinta (por ejemplo, la agregación de datos por zona censal y por distrito que utilizo en este trabajo). Cuando esto ocurre, mayor agregación suele llevar a mayores índices de disimilitud. El segundo efecto es el de “zonificación”, que tiene que ver con las distintas posibilidades de agrupación de los datos incluso cuando la escala y el número de zonas no varía. Ambos efectos están interrelacionados.

El problema de la falta de confiabilidad estadística. El tercer problema de los indicadores no espaciales de segregación es que no cuentan con una manera de ofrecer una prueba de la significancia estadística de sus resultados. Es decir, no indican en qué medida el patrón observado de la población se diferencia de un patrón aleatoriamente distribuido de esta (Garrocho y Campos-Alanís, 2013).

Estos tres problemas generan lo que Garrocho y Campos Alanís denominan como las cuatro fallas fundamentales de los indicadores no espaciales de segregación:

Falla 1: generan los mismos resultados para patrones territoriales diferentes.

Falla 2: son incapaces de revelar lo que ocurre con la segregación al interior de la zona de estudio.

Falla 3: sus resultados dependen enteramente de la manera en que se agrupan los datos.

Falla 4: no ofrecen información sobre la confiabilidad estadística de sus resultados. (2013, p. 278)

2.1.3 Indicadores espaciales e índices de Moran.

Existe otro tipo de indicadores de segregación residencial que sí consideran la ubicación relativa de las unidades espaciales. Algunos de ellos se proponen en Reardon y O'Sullivan (2004) y Wong (2002), pero uno de los más utilizados es el índice global de autocorrelación espacial de Moran (I). Este índice permite probar si la distribución espacial de un grupo de la población en el territorio responde a un patrón aleatorio o no (Martori, 2007, p. 12), o visto de otro modo, si la variable que representa a ese grupo de la población está correlacionada consigo misma en el territorio (Garrocho y Campos-Alanís, 2013).

Siguiendo a Anselin (2018), este estadístico es el producto cruzado de una variable y su rezago espacial, con la variable expresada como desviaciones de su media, y se calcula de la siguiente manera:

$$I = (n/S_0) \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}$$

En esta formulación, w_{ij} representa los elementos de la matriz de ponderaciones espaciales, en la que cada uno de ellos refleja la intensidad de la interdependencia entre las unidades territoriales i y j ³. Para simplificar la notación, S_0 , representa la suma de todas las ponderaciones de la matriz, es decir, $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$. Finalmente, n es el número de observaciones (o el número de unidades espaciales).

El índice global de Moran tiene un valor que se encuentra entre -1 y +1, y su significancia estadística puede evaluarse con una prueba de hipótesis, pues para muestras grandes su valor estandarizado se distribuye de manera normal (Martori, 2007). De este modo, cuando el valor del indicador es significativo, se presume la existencia de autocorrelación espacial, que puede

³ Habitualmente, cuando estas unidades son contiguas, el elemento correspondiente de la matriz toma el valor de uno; cuando no lo son, toma el valor de cero (Martori, 2007).

ser positiva o negativa en función del signo que este adopte. Valores positivos del índice global de Moran indican que las unidades con alta proporción de población del grupo estudiado tienden a ser vecinas de unidades que también tienen una proporción alta del mismo grupo. Por el contrario, valores negativos indican que las unidades con proporción alta de la población de interés tienden a estar rodeadas de unidades con proporciones bajas de esta.

Además del índice global de Moran, también es posible estimar indicadores locales de asociación espacial (*LISA*) de acuerdo con la metodología de Anselin (1995). Estos indicadores permiten descomponer el indicador global de Moran en la contribución de cada observación individual (1995, p. 94) y son útiles en la medida que permiten identificar aglomeraciones significativas en torno a unidades individuales e identificar unidades “*outliers*” dentro del territorio.

El índice de autocorrelación local de Moran se puede denotar también como I_i , y se calcula de la siguiente manera (Martori, 2007):

$$I_i = \frac{(x_i - \mu)}{m_0} \sum_{j=1}^n c_{ij}(x_j - \mu)$$

en esta notación, la sumatoria de j se refiere al conjunto de valores vecinos de i , y

$$m_0 = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 / n$$

Al calcular los indicadores locales de Moran, cada unidad espacial se puede clasificar en cinco categorías (Garrocho y Campos-Alanís, 2013; Lloyd, 2010; Martori, 2007; Martori y Hoberg, 2008) según su significancia y el cuadrante del *diagrama de dispersión de Moran* en el que cada unidad se ubique. El diagrama de dispersión representa los valores que toma la variable estudiada en cada unidad espacial con respecto a su valor ponderado por las unidades vecinas y permite las siguientes cinco clasificaciones:

- *Bajo-bajo*. Unidades con valores bajos de la población en estudio, que son vecinas de otras unidades que también tienen valores bajos de la misma variable. Estas unidades representan aglomeraciones donde hay poca presencia de la población estudiada.
- *Alto-alto*. Unidades con valores altos de la población en estudio rodeadas de unidades con valores altos de la misma variable. Estas unidades representan aglomeraciones donde hay mucha presencia de la población estudiada.
- *Bajo-alto*. Unidades con valores bajos de la población en estudio, rodeadas de unidades con valores altos de dicha población.

- *Alto-bajo*. Unidades con valores altos de la población en estudio, rodeadas de unidades con valores bajos de dicha población.
- *No significativo*. Unidades con índice local no significativo al valor de 0,05.

De este modo, se pueden cartografiar estas categorías para identificar territorios con autocorrelación espacial positiva (zonas de alto-alto o bajo-bajo) y zonas con autocorrelación espacial negativa (alto-bajo o bajo-alto).

2.2 La segregación residencial en Lima Metropolitana y América Latina

Sabatini (2006) sostiene que la ciudad latinoamericana durante el siglo XX siguió un modelo similar al europeo de ciudad compacta, aunque modificado por tres factores: el grado de abandono del centro de las ciudades por parte de las élites, la influencia cultural del suburbio en su desarrollo, y su localización usualmente costeña o ribereña. Como resultado de este proceso, el “patrón tradicional de segregación” en América Latina se caracteriza por: (a) concentrar a los grupos altos y medios ascendentes en una zona de la ciudad que tiene un vértice en el centro de esta y se proyecta hacia un lado de la periferia, (b) concentrar a la población en situación de pobreza en la periferia y sectores deteriorados del centro y (c) tener barrios de alta renta con cierta diversidad en los que las élites conviven con grupos de ingresos medios y bajos (Sabatini, 2006). Esto configura una situación particular en la cual:

mientras las áreas de concentración de las elites se caracterizan por una notable diversidad social (baja segregación), las áreas donde se concentran los amplios estratos de pobreza "informal" se caracterizan por su homogeneidad social (alta segregación). Considerando que las diferencias sociales y las identidades de grupo son definidas, las elites pueden compartir su área de concentración espacial, como de hecho lo hacen con otros grupos sociales. En suma, debemos distinguir entre el alto grado de segregación residencial de las elites (su concentración en una sola zona de la ciudad) de la baja segregación residencial de dicha zona (debida a la apreciable diversidad social que presenta). (Sabatini et al., 2001, sec. 3)

Sabatini (2006) y otros autores (Thibert y Osorio, 2014) coinciden en que este patrón ha ido sufriendo cambios en las últimas décadas, principalmente a partir de las reformas neoliberales de la década del 80, y habría generado algunas tendencias relevantes en la región. Entre ellas se encuentran, el aumento de la toma de tierras, la aparición de nuevos espacios para la localización de las élites y condominios cerrados (Borsdorf y Hidalgo, 2010), subcentros comerciales fuera del centro y de zonas de alta renta, incrementos del precio del suelo que obligan a los pobres a ubicarse fuera de la ciudad (Ward, 2009), formas de crecimiento discontinuo de

la ciudad, renovación de áreas centrales deterioradas y un tránsito hacia una mayor diversidad en el nivel del vecindario y mayor segregación en el nivel de la calle o manzana (Thibert y Osorio, 2014).

Así, Ward (2009) señala que lo que se tiende a observar en la ciudad latinoamericana es, al contrario de lo que muchos creen, que la segregación residencial a nivel macro no se está volviendo más polarizada, sino que más bien existe un endurecimiento de las barreras entre vecindarios adyacentes.

Dentro de este panorama general algunos estudios han realizado distintas medidas de segregación en la región latinoamericana. Destaca el estudio de Telles (1992) en el que calcula índices de disimilitud para comparar la segregación racial en ciudades de Brasil con los resultados obtenidos en otras investigaciones para Estados Unidos. Telles encuentra que la segregación en áreas metropolitanas brasileñas es moderada (valores de D alrededor de 0,3 y 0,45) con respecto a la que se suele encontrar en los Estados Unidos, que tiene valores de D alrededor de 0,7 y 0,9 según Sabatini (2006).

En Santiago de Chile de 1992 Rodríguez Vignoli (2001) encuentra también niveles moderados de disimilitud por zona censal para la población con necesidades básicas insatisfechas ($D = 0,32$), hogares con hacinamiento ($D = 0,3$) y jefes de hogar con 13 o más años de educación ($D = 0,47$), mientras que Agostini, Hojman, Román y Valenzuela (2016) encuentran un $D = 0,36$ para la segregación entre los quintiles más pobre y más rico del Gran Santiago en 2002.

Arriagada Luco y Rodríguez Vignoli (2003) encuentran también índices de disimilitud de la segregación de las élites económicas a partir del porcentaje de empresarios con educación superior a nivel distrital. Estos autores obtienen, $D = 0,49$ en Santiago de Chile (1992), $D = 0,38$ para la zona metropolitana de la ciudad de México (2000) y $D = 0,44$ para Lima (1993).

En el Perú existen algunos estudios que han medido la segregación residencial, principalmente a partir de variables de carácter socioeconómico. Joseph et al. (2005) calculan índices de interacción (xPy) y disimilitud (D) para la población que no cuenta con al menos uno de los bienes que conforman un grupo de activos (televisor, teléfono y automóvil). Estos autores no reportan valores globales de los indicadores para la ciudad, pero en sus mapas se observa que las secciones censales del área central tienden a mostrar valores de D menores a 0,40, mientras que las de la periferia muestran valores por encima de 0,61, y valores de xPy bastante homogéneos en los distritos de alta renta (menores a 0,2) y mayores a 0,8 en los conos.

Omar Pereyra (2006) calcula indicadores globales de D y de I de Moran para la ciudad de Lima con datos censales de 1993 y obtiene que la población de nivel socioeconómico bajo tiene indicadores de $D = 0,53$ e $I = 0,18$. Pereyra compara ese valor de D con los obtenidos por Massey y Denton (1993) y Telles (1992) en Estados Unidos y Brasil (respectivamente), y concluye que la segregación en Lima se encuentra en un nivel intermedio entre ambos países, pues no es tan alta como en las ciudades de Estados Unidos, pero es más alta que las de las áreas metropolitanas brasileñas. Hay que notar, sin embargo, que Massey y Denton y Telles calculan la segregación en términos raciales y con datos de 1980.

Fernández de Córdova (2012), utilizando una fuente de datos de 2004 construida por una entidad privada, estudia la segregación por nivel de ingresos y encuentra que los distritos de Lima presentan indicadores de disimilitud que tienen medianas de 0,74 y 0,76 para los grupos de población con ingresos bajos y altos, respectivamente.

Peters y Skop (2007) calculan también indicadores D e I en Lima con datos censales de 1993, con la novedad de que miden la segregación de distintos grupos de población según ciertas características de carácter socioeconómico: (a) personas que han completado como máximo la educación primaria, (b) personas autoempleadas, (c) tenencia de la vivienda por invasión y (d) personas con nivel socioeconómico bajo o medio bajo. La *tabla 3* reproduce sus hallazgos, en los que se nota la mayor disimilitud en las variables de tenencia de la vivienda y baja en términos de empleo y educación, pero niveles moderados y altos de índices globales de Moran, que indican la existencia de aglomeración espacial en zonas de la ciudad, particularmente por nivel socioeconómico y nivel educativo.

Tabla 3: Lima Metropolitana: Índices de disimilitud y de autocorrelación global de Moran según Peters y Skop.

Indicador	Educación	Empleo	Tenencia	Estrato socioeconómico
D	0,172	0,173	0,672	0,516
I de Moran	0,648	0,587	0,406	0,698

Fuente: Peters y Skop (2007)

Además de calcular valores de D e I (y otros indicadores de segregación) estos autores calculan también índices locales de Moran, con los que sustentan: (a) la existencia de “bolsones” de segregación tanto en zonas de nivel socioeconómico alto, como bajo; (b) la heterogeneidad de zonas aparentemente consideradas como de nivel socioeconómico “homogéneamente bajo”; y (c) la menor segregación en áreas de alto nivel socioeconómico (Peters y Skop, 2007, p. 167).

Finalmente, existen otros estudios que han utilizado índices de Moran para el ámbito nacional en temas socioeconómicos (Elias y Rey, 2011; Gallardo, 2016) y de salud pública (Hernández-Vásquez, Azañedo, Antiporta, y Cortés, 2017; Hernández-Vásquez et al., 2016; Hernández-Vásquez y Tapia-López, 2017), pero ninguno de estos analiza la autocorrelación espacial dentro de la ciudad ni utiliza unidades espaciales contiguas de menor escala que el distrito.

3 Metodología

En este trabajo calculo indicadores de segregación residencial para diferentes grupos de la población de Lima Metropolitana según características relacionadas con su nivel de instrucción, origen étnico, lugar de nacimiento, edad, sexo y actividad económica. He considerado los indicadores no espaciales y espaciales de segregación desarrollados en el marco teórico y realizaré una comparación entre sus resultados.

3.1 Datos

La información de las variables utilizadas para calcular los indicadores de segregación en este estudio provienen de los microdatos del Censo Nacional IX de Población del año 2007 y de la cartografía de zonas censales del mismo año. Aunque en el año 2017 se realizó un nuevo censo de población, sus microdatos georreferenciados no se encontraban disponibles al momento de iniciarse esta investigación, por lo que opté por utilizar la información de 2007.

El censo 2007 es un censo “de hecho” (es decir, que las personas fueron empadronadas en el lugar en que se encontraban en el “momento censal”), con cobertura universal y de empadronamiento individual. En el área urbana el censo se realizó el día 21 de octubre de 2007.

Los microdatos de población del censo 2007 provienen de una base de datos de 27 412 157 registros en el ámbito nacional y respuestas a 64 preguntas. Tras filtrar los correspondientes a Lima Metropolitana y las 52 preguntas correspondientes a los módulos relacionados con variables de población, quedaron 8 482 619 registros utilizados en el análisis.

En términos de su ubicación geográfica, los microdatos del ámbito urbano cuentan con una serie de códigos que permiten identificar la manzana de la ciudad a la que pertenecen, así como la zona censal y distrito en que esta se ubica. Estos códigos permiten vincular cada registro a la zona censal correspondiente en la cartografía, lo que posibilita el análisis espacial. En Perú, las zonas censales son agrupaciones de “manzanas ubicadas contiguamente, delimitadas por avenidas, calles principales o accidentes físicos, naturales y/o artificiales” (Perú-INEI, 2007, p. 12).

Para este estudio los microdatos se agregaron en dos niveles: zonas censales y distritos, lo que dio como resultado una base de datos de 8 482 619 personas que residían en 89 997 manzanas agrupadas en 1458 zonas y 49 distritos. En promedio cada zona tenía 5818 habitantes y estaba compuesta por 61,7 manzanas.

3.2 Variables

Con el objetivo de tener un panorama general de la segregación residencial de la población en Lima Metropolitana en distintas dimensiones además de la socioeconómica, en este estudio he seleccionado variables de carácter educativo, demográfico y de origen étnico que están asociadas a la vulnerabilidad y a la pobreza.

En el caso de la educación consideré dos variables. En primer lugar, tomé a la población con nivel de estudios bajos como aquella que no alcanzó a completar la educación secundaria. La educación secundaria es el último nivel de educación obligatoria en el Perú, por lo que el acceso a ese nivel refleja, de algún modo el acceso a un servicio básico del Estado. En segundo lugar consideré como población con estudios altos a aquella con estudios superiores completos (universitarios o no universitarios) por las oportunidades que comporta dicho nivel en el futuro laboral. De acuerdo con Yamada (2007), las tasas de retorno de la educación no universitaria son entre el doble y el cuádruple de las tasas de la secundaria incompleta, mientras que las de la educación universitaria triplican o multiplican por 8 a aquellas de la secundaria incompleta, dependiendo de la estimación. En ambas variables educativas, consideré al total de la población de 25 años de edad en adelante.

Como indicador de origen étnico, en vista de que el censo 2007 no tenía la pregunta de autopercepción étnica⁴, elegí la variable de lengua materna con la que la población de 3 años a más aprendió a hablar. La población peruana con lengua materna nativa está expuesta a una mayor pobreza y a un mayor riesgo de caer en ella. Yamada, Lizarzaburu y Samanamud (2012) muestran, por ejemplo, que entre 2005 y 2009 el 42 por ciento de la población con lengua nativa tenía solamente primaria incompleta como nivel de educación alcanzado, frente al 14 por ciento de la población con lengua castellana. Datos de la Encuesta Nacional de Hogares de 2007, por su parte, indican que la población con lengua nativa tuvo una incidencia de pobreza de 65,8 por ciento, en comparación con 36,9 por ciento para los hablantes de castellano (Perú-INEI, 2012). Adicionalmente, Herrera y Cozzubo encuentran que la “procedencia étnica del jefe [de hogar], aproximada mediante la lengua materna, está asociada a un riesgo 14 por ciento mayor de caída en pobreza” (2016, p. 35).

⁴ Esta pregunta se incorporó en el censo 2017.

Entre los aspectos demográficos consideré, por una parte, la variable de sexo pues aunque hay brechas que se han ido cerrando en el tiempo, aún persisten diferencias. En términos de años de estudio, por ejemplo, la diferencia entre hombres y mujeres se encontraba entre 0,7 y 2,4 para los grupos de edad entre 25 y 30 años y entre 51 y 60, respectivamente (Castro, Yamada, y Asmat, 2012 con datos de 2004-2009).

Por otro lado, la variable de departamento de nacimiento permite observar si existe segregación de la población migrante interna, que representó el 33 por ciento de la población en 2007, y permite además la posibilidad de identificar aglomeraciones de la población en función de su procedencia.

Finalmente, tomé a los jóvenes que no estudian ni trabajan como una variable que representa un factor de vulnerabilidad asociado a la actividad económica, y que incide principalmente en las áreas urbanas del país. El departamento de Lima concentraba en 2017 a 491 189 nini, que representaban el 20 por ciento de su población juvenil, y la cuarta parte de todos los nini del país (Tavera, Oré, y Málaga, 2017).

La *tabla 4*, a continuación, muestra las variables utilizadas en este estudio, su descripción, el número de casos de cada una y su descripción y población de referencia.

Tabla 4: Variables y descripción

Variable	Descripción	Número de casos	Población de referencia
Estudios bajos	Número de personas de 25 a más años de edad que no han alcanzado la educación secundaria	805 991	Personas de 25 años de edad a más
Estudios altos	Número de personas de 25 a más años de edad cuyo nivel de instrucción máximo es educación superior (universitaria o no universitaria) completa	1 170 453	Personas de 25 años de edad a más
Mujeres	Número de mujeres	4 338 566	Población total
Migrantes internos	Número de personas que nacieron fuera de Lima Metropolitana (En el análisis esta variable se descompone por departamento de nacimiento)	2 758 636	Población total
Lengua nativa	Número de personas que aprendió a hablar en lengua nativa	529 305	Población de 3 años de edad a más
Jóvenes que no estudian ni trabajan (nini)	Número de personas que no estaba estudiando ni trabajando	494 575	Población entre 15 y 29 años de edad

Elaboración propia

Las variables se calcularon en los niveles de zona censal y de distrito. Para el cálculo de los indicadores no espaciales utilicé el conteo de personas por unidad territorial, mientras que

para el cálculo de los indicadores espaciales utilicé las proporciones de las variables con respecto a sus poblaciones de referencia.

4 Resultados

En esta sección discuto los resultados obtenidos en el cálculo de los indicadores espaciales y no espaciales para caracterizar la segregación residencial en Lima Metropolitana. La sección está organizada en tres apartados que responden (en orden inverso) a las tres fallas de los indicadores no espaciales relevantes para este estudio. En cada sección se presentan los indicadores no espaciales calculados y se comparan con los índices de Moran, a fin de ejemplificar las falencias de los indicadores tradicionales y construir una visión de la segregación de la ciudad.

4.1 La dependencia de la agrupación de los datos (*falla 3*)

Para ejemplificar esta falla calculé los índices de segregación y disimilitud para las variables que se reportan en la *tabla 5* en dos niveles de agregación: en el panel (*a*) la agrupación de las observaciones obedece a su zona censal, y el panel (*b*) agrupé los datos por distrito. En general, los valores obtenidos muestran niveles moderados y bajos de segregación y disimilitud para la mayoría de variables seleccionadas.

En la agrupación por zona censal, los índices de segregación más altos encontrados corresponden a las variables de nivel de instrucción y lengua materna nativa, aunque son de niveles moderados alrededor del 0,3 con respecto al resto de la población. Por otro lado, destaca el bajo nivel de los índices de segregación de las mujeres ($IS = 0,03$), y de jóvenes que no estudian ni trabajan ($IS = 0,11$), que presentan una distribución más homogénea con respecto al resto de la población.

Los índices de disimilitud muestran también algunos grupos de la población moderadamente distintos en sus localización en la ciudad. En general la población con nivel de instrucción alto se encuentra distribuida en el territorio de manera distinta de la población con estudios bajos, con lengua materna nativa, y de los jóvenes nini: 43 por ciento de la población con estudios bajos, 51 por ciento de la población con lengua materna nativa y 40 por ciento de los jóvenes nini tendrían que cambiar de zona censal para repartirse de manera homogénea con la población con estudios altos.

Tabla 5: Lima Metropolitana: Índices de disimilitud (D) y segregación (IS).
(Los índices de segregación se muestran en la diagonal)

<i>(a) Unidad espacial: zona censal</i>						
Disimilitud	Estudios altos	Estudios bajos	Lengua nativa	Migrantes internos	Jóvenes nini	Mujeres
Estudios altos	0,33	0,43	0,51	0,32	0,40	0,28
Estudios bajos		0,23	0,16	0,17	0,08	0,16
Lengua nativa			0,28	0,23	0,19	0,27
Migrantes internos				0,14	0,13	0,10
Jóvenes nini					0,11	0,13
Mujeres						0,03
<i>(b) Unidad espacial: distrito</i>						
	Estudios altos	Estudios bajos	Lengua nativa	Migrantes internos	Jóvenes nini	Mujeres
Estudios altos	0,24	0,31	0,37	0,24	0,30	0,21
Estudios bajos		0,16	0,10	0,11	0,05	0,11
Lengua nativa			0,19	0,15	0,12	0,19
Migrantes internos				0,10	0,09	0,07
Jóvenes nini					0,08	0,10
Mujeres						0,02

Elaboración propia con datos del censo 2007

Por el contrario, la población con estudios bajos y los jóvenes nini tienden a estar repartidos de manera más parecida en el territorio: solo el 8 por ciento de ellos debería cambiar de localización para tener una distribución homogénea en la ciudad.

En general, la población con altos estudios tiene índices de disimilitud con el resto de variables asociadas con la vulnerabilidad de la población que son de alrededor del doble que los índices de la población con estudios bajos, lo que indica que las personas con bajo nivel de instrucción tienden a estar ubicadas en las mismas secciones que aquellas que provienen del interior del país, aprendieron a leer en una lengua nativa o que son mujeres.

Si se comparan los resultados de *D* e *IS* agregados por zona censal, en el panel (a) de la *tabla 5*, con los obtenidos al agregar los datos por distrito en el panel (b), se puede ver que los primeros son sistemáticamente mayores que los segundos. En ambos casos lo único que ha cambiado es el nivel de agrupación de los datos, pues todas las observaciones (personas censadas) están registradas en una manzana determinada que no cambia su ubicación en el territorio.

Las variaciones en los valores de los indicadores al cambiar el nivel de agrupación van desde un 33 por ciento más en el caso de la disimilitud entre jóvenes que no estudian ni trabajan y la población con alto nivel de estudios, hasta un 80 por ciento más en la disimilitud entre los jóvenes que no estudian ni trabajan y la población con estudios bajos, lo que comprueba la ocurrencia de la *falla 3* de los indicadores no espaciales.

En este caso, el cambio en la agrupación de los datos ocurre por una modificación en la escala de las unidades territoriales, y se cumple que cuando la unidad espacial de agrupación es de menor tamaño, tanto *IS* como *D* se incrementan (Wong, 1997).

4.2 La imposibilidad de mostrar la segregación dentro de la ciudad (*falla 2*)

Para explorar este problema presento también el cálculo de los índices de aislamiento y de interacción en la *tabla 6* (en este apartado todos los indicadores fueron calculados por zona censal). Los índices de aislamiento muestran una baja probabilidad de que las personas con lengua materna nativa compartan zonas censales, y moderada para la población de estudios altos y los migrantes internos. En general hay menores exposiciones a los colectivos más pequeños, como personas con lengua materna nativa, jóvenes que no estudian ni trabajan o población que no alcanzó la educación secundaria. Es natural, por otro lado, que haya una alta exposición a la población femenina, que representa alrededor de la mitad de la población.

Tabla 6. Lima Metropolitana: Índices de interacción y aislamiento entre variables seleccionadas

	Estudios altos	Estudios bajos	Lengua nativa	Migrantes internos	Jóvenes nini	Mujeres
Estudios altos	0,34	0,13	0,04	0,31	0,17	0,52
Estudios bajos	0,19	0,21	0,08	0,33	0,21	0,51
Lengua nativa	0,17	0,22	0,09	0,35	0,22	0,50
Migrantes internos	0,23	0,18	0,07	0,34	0,20	0,51
Jóvenes nini	0,19	0,20	0,07	0,33	0,22	0,51
Mujeres	0,24	0,18	0,07	0,32	0,20	0,51

Elaboración propia con datos del censo 2007

El panorama de la segregación residencial en Lima, al considerar los indicadores de segregación, disimilitud, aislamiento e interacción, es uno de segregación baja y moderada en la mayoría de variables, sin embargo, al evaluar la existencia de autocorrelación espacial con los índices globales de Moran (*tabla 7*) se encuentran valores altos y significativos para la mayoría de variables estudiadas. Esto es un indicio de que existe una mayor segregación que la que sugieren los indicadores no espaciales.

Tabla 7. Índices globales de Moran (*I*)

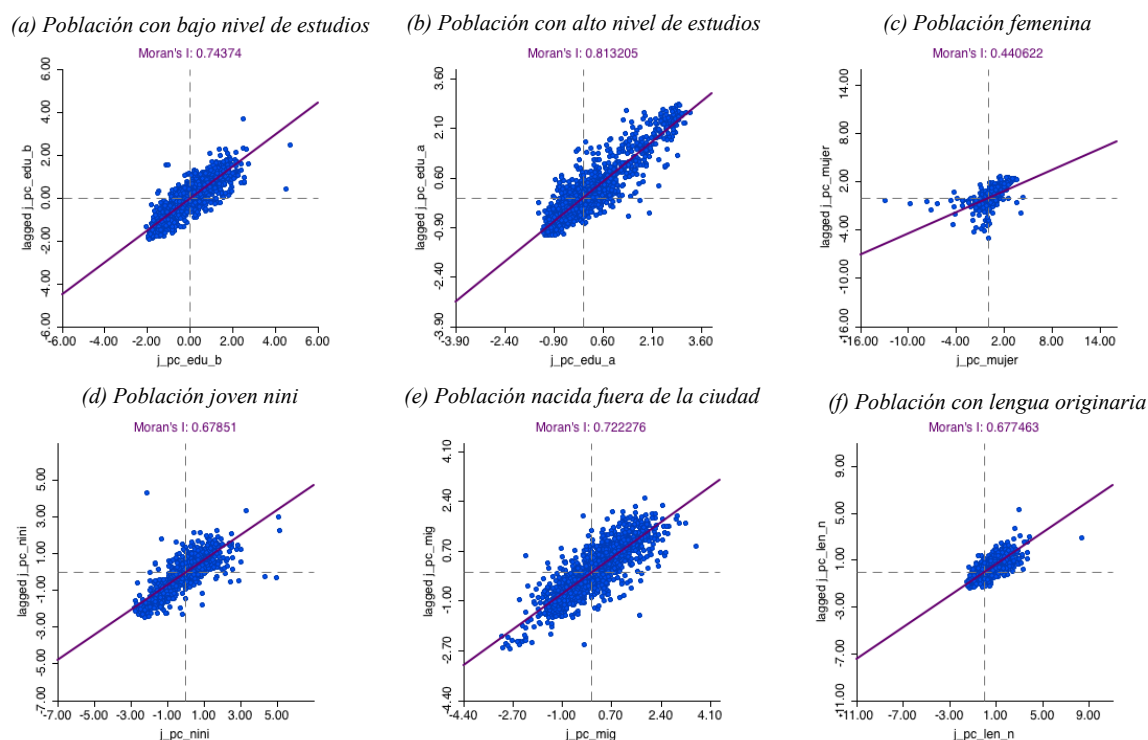
	Criterio de la torre (<i>RI</i>)	Criterio de la reina (<i>QI</i>)
Estudios altos	0,8132*	0,8113*
Estudios bajos	0,7437*	0,7411*
Lengua nativa	0,6775*	0,6723*
Migrantes internos	0,7223*	0,7188*
Jóvenes nini	0,6785*	0,6746*
Mujeres	0,4406*	0,4393*

**Pseudo-p* significativo al 5%, con 999 permutaciones.

Elaboración propia con datos del censo 2007

Los valores de I y el hecho de que en los diagramas de dispersión de Moran (*figura 6*) la mayoría de zonas censales se encuentren en el primer y tercer cuadrante reflejan que en todas las variables seleccionadas existe autocorrelación espacial positiva, lo que indica nuevamente que aunque los valores de los índices de segregación, disimilitud, aislamiento e interacción de los grupos de población estudiados son moderados o bajos, cada uno de esos grupos tiende a localizarse en el territorio en unidades vecinas.

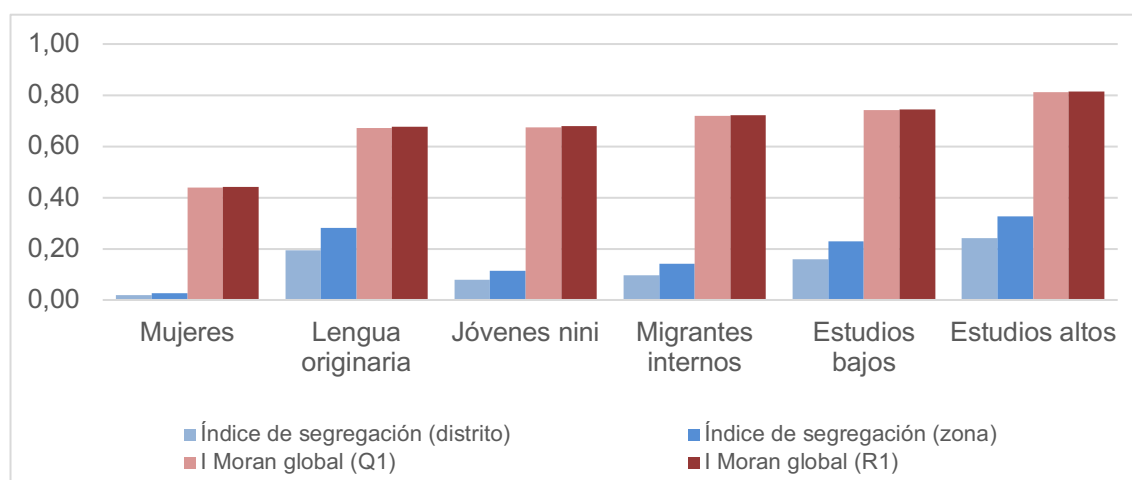
Figura 6. Lima Metropolitana: Diagramas de dispersión de Moran (contigüidad R1)



Elaboración propia con datos del censo 2007

Esto ocurre precisamente porque al no considerar la ubicación de las zonas censales en la ciudad, los indicadores no espaciales son incapaces de detectar agrupaciones que solo ocurren en algunas partes del territorio, o zonas de baja segregación. Las diferencias entre las magnitudes de los índices pueden verse en la *figura 7*.

Figura 7. Lima Metropolitana: Comparación entre índices de segregación (*IS*) e índices globales de autocorrelación espacial (*I*) de Moran



Elaboración propia con datos del censo 2007

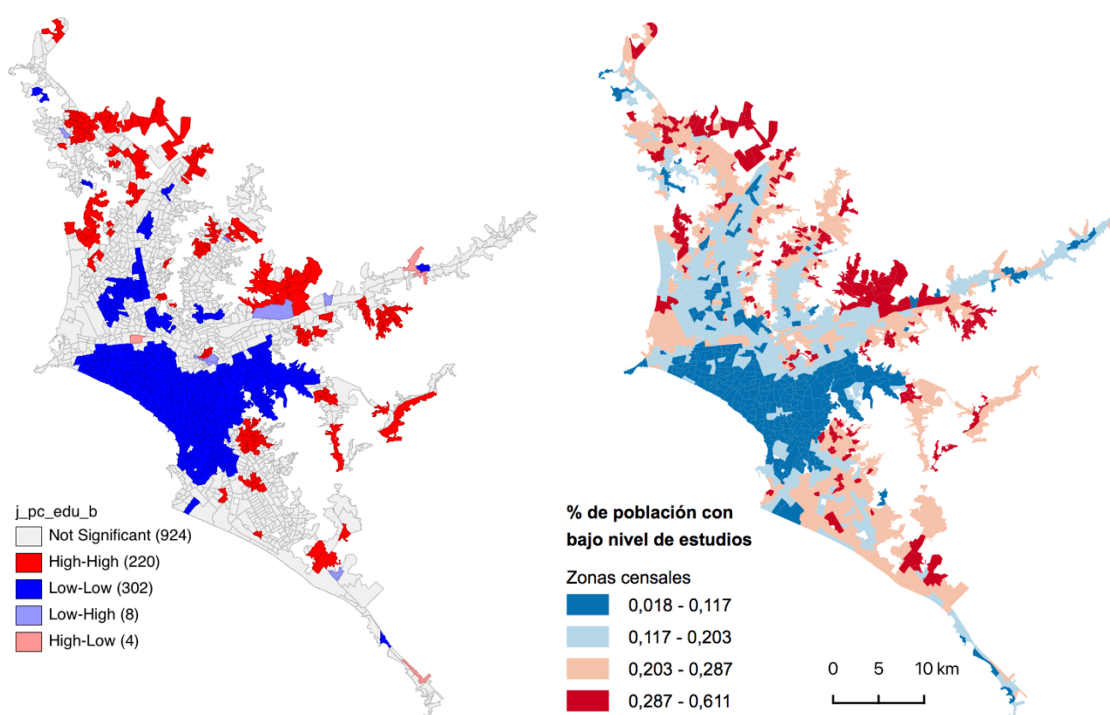
El patrón de aglomeraciones en el territorio se confirma al analizar los mapas de indicadores locales de autocorrelación espacial de Moran (*figura 8*), que con excepción de la proporción de migrantes internos, muestran una gran aglomeración espacial de las variables en torno a la zona de alta renta ubicada hacia el sur y en un radio de unos diez kilómetros del centro de la ciudad.

Esta zona concentra casi de manera continua en el territorio a los valores de las variables seleccionadas que tradicionalmente se encuentran asociadas con menores niveles de vulnerabilidad, pues aglomera zonas censales con baja proporción de población con bajo nivel de estudios, jóvenes que no estudian ni trabajan y lengua nativa, al mismo tiempo que aquellas con alta proporción de estudios altos. Esta zona de alta renta registra también una aglomeración de zonas censales con alta proporción de mujeres (a pesar de que este grupo tiene un valor de $D = 0,03$), posiblemente debido a la presencia de trabajadoras del hogar en los barrios residenciales de mayores ingresos.

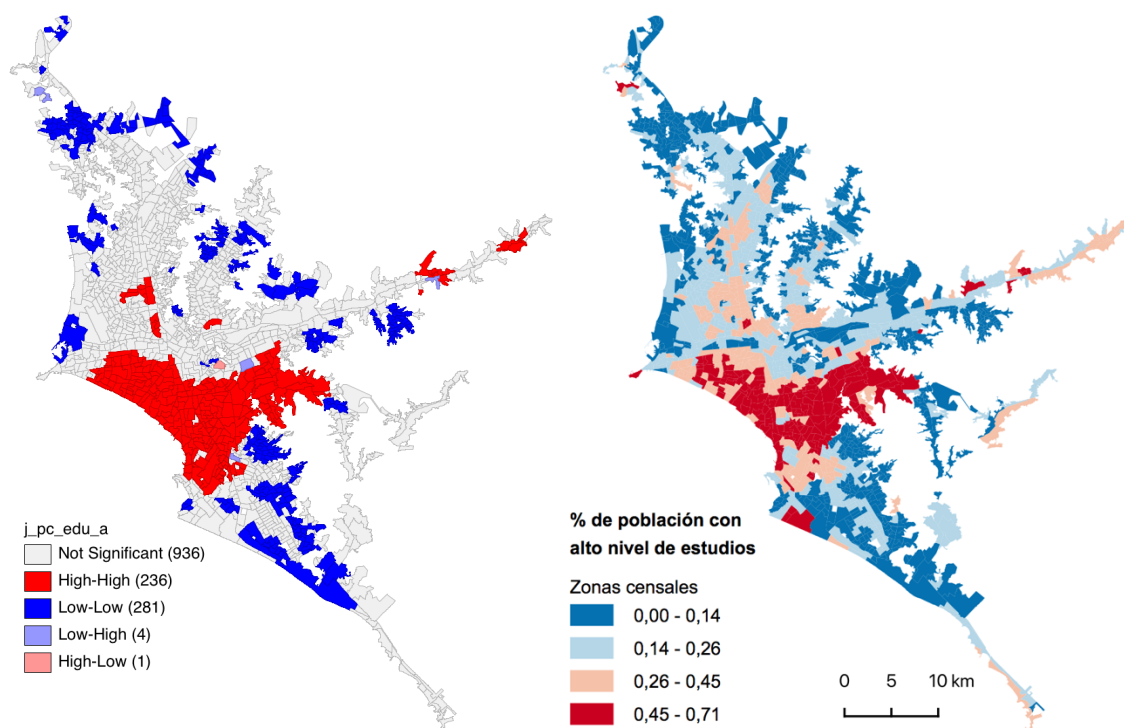
La población nacida fuera de la ciudad sigue un patrón levemente distinto del resto de variables. En este caso las zonas con poca proporción de migrantes internos también se encuentran cerca de las zonas de alta renta pero sin formar un área continua tan extensa como en el resto de casos. Particularmente, las zonas con baja proporción de migrantes se concentran en distritos de antigua urbanización contiguos al centro de Lima y del Callao (el único distrito que no las contiene es el de Ventanilla, que es uno de los de más reciente urbanización) y otros de muy alta renta como San Isidro, Miraflores y partes de La Molina.

Figura 8. Lima Metropolitana: Mapa de indicadores locales de autocorrelación espacial de Moran y proporciones de la característica indicada

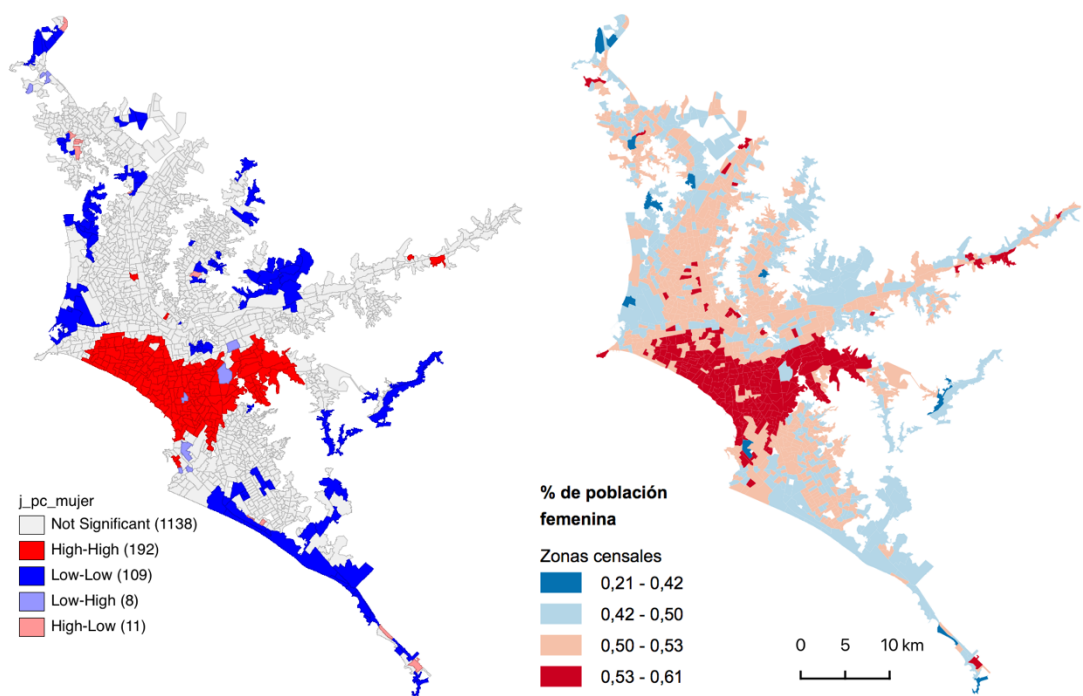
(a) Población con bajo nivel de estudios



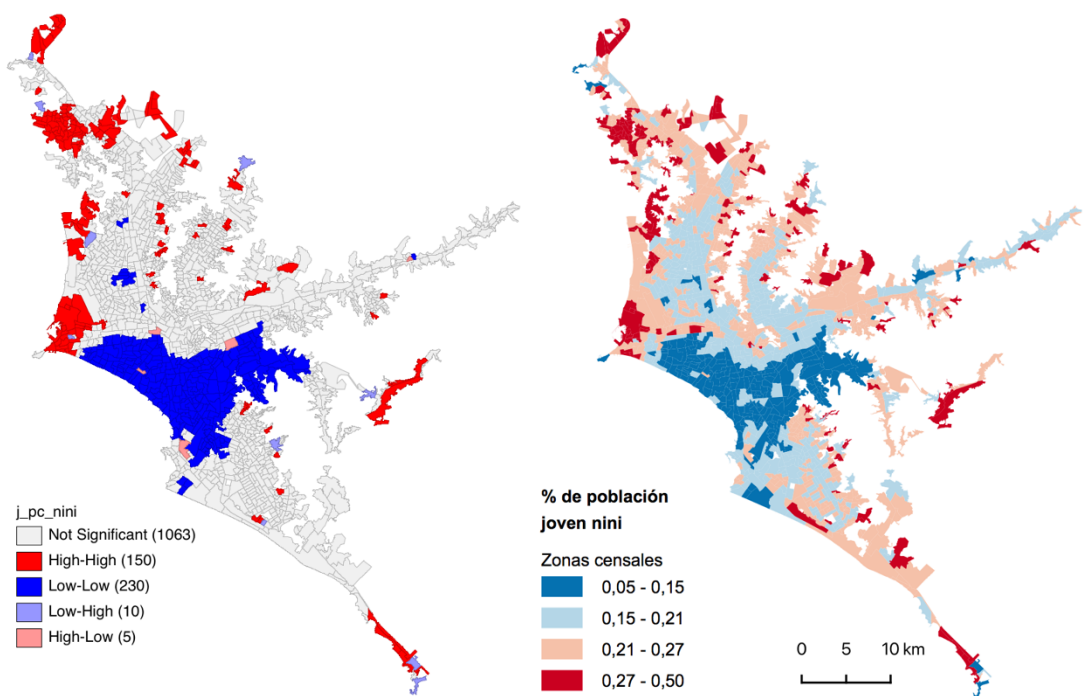
(b) Población con alto nivel de estudios

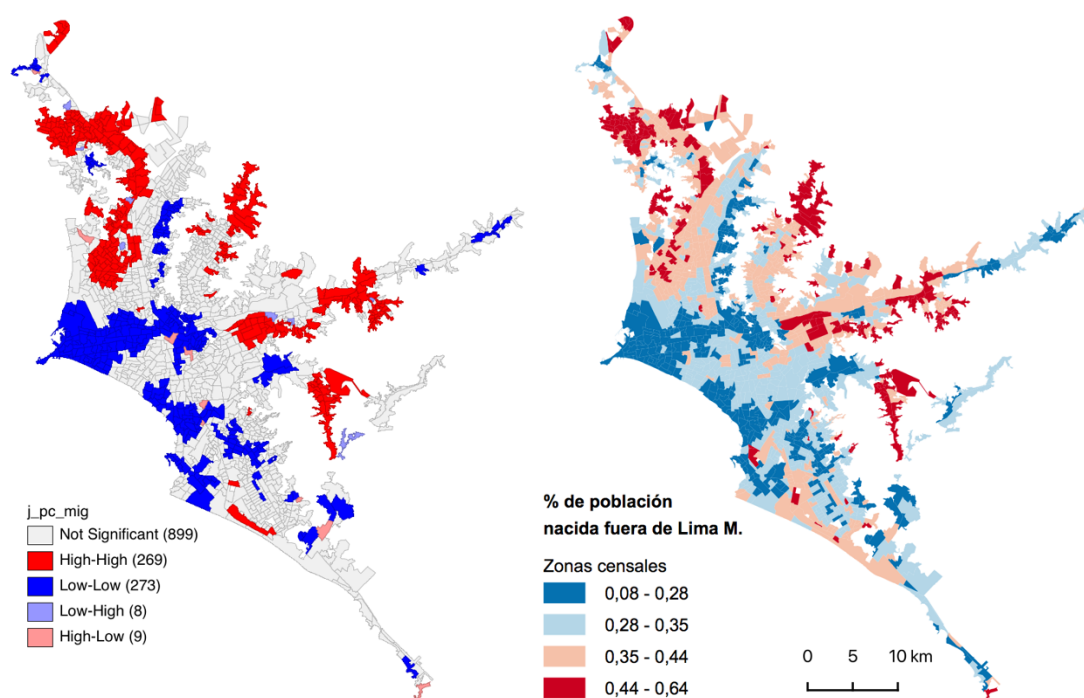
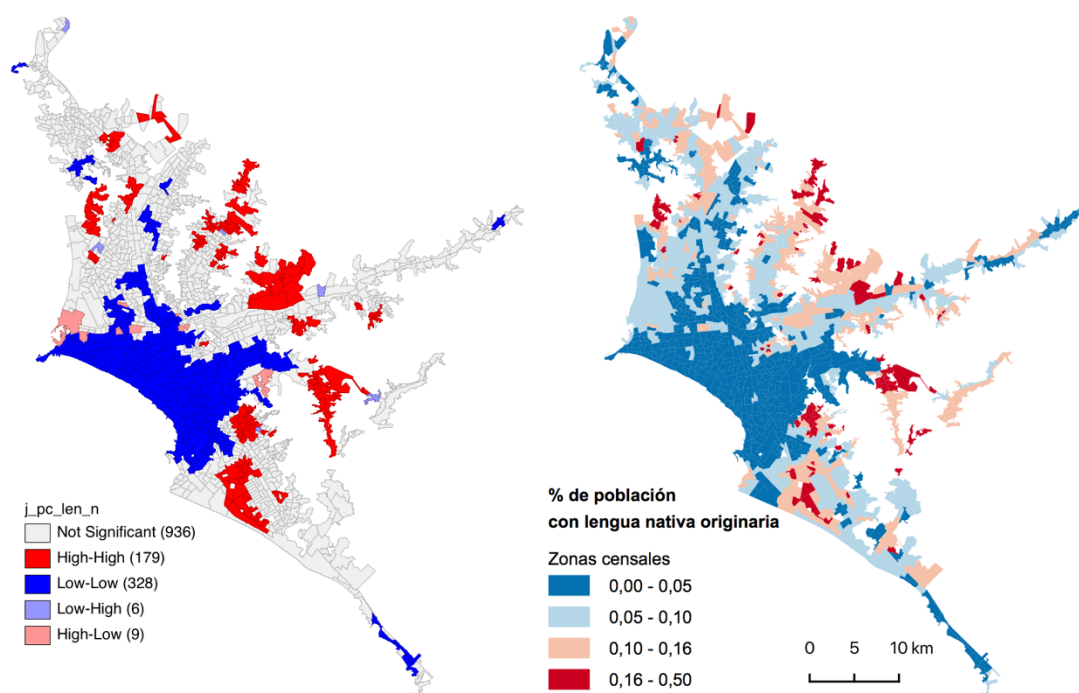


(c) Población femenina



(d) Población joven que no estudia ni trabaja



(e) Población nacida fuera de Lima Metropolitana*(f) Población que aprendió a hablar en alguna lengua nativa*

Elaboración propia con datos del censo 2007
Criterio de contigüidad R1

Por el contrario, las variables que representan factores asociados con la vulnerabilidad de la población tienden a agruparse en pequeñas aglomeraciones discontinuas situadas principalmente en la periferia de la ciudad, y en particular en las laderas de las quebradas sobre las cuales esta se ha ido expandiendo. En este caso la población migrante también se concentra

hacia la periferia, pero en aglomeraciones de mayor tamaño y a lo largo de ciertos ejes (Los Olivos, Puente Piedra y la zona de Pachacútec, en Ventanilla, el eje de la carretera central y Huaycán, hacia el este; las partes altas de San Juan de Lurigancho, Manchay en Pachacámac; y la franja sur occidental de Villa el Salvador conocida como Lomo de Corvina). Las zonas de alta concentración de población con lengua nativa también se encuentran hacia las periferias, pero destacan algunos sectores de la ciudad que no se superponen con zonas con alta concentración de migrantes, como Pamplona Alta, en San Juan de Miraflores, Villa el Salvador, y el oeste de Lurigancho.

Algo similar ocurre al analizar el departamento de procedencia de la población. La *tabla 8* muestra los índices de disimilitud para un conjunto de departamentos de nacimiento seleccionados (el *anexo 1* muestra la ubicación de los departamentos de Lima en el territorio). Los departamentos de nacimiento más segregados con respecto a la población nacida en Lima Metropolitana (que se muestra en la última columna) son Madre de Dios, Tacna y Huancavelica, y aquellos con menores índices de segregación son el resto del departamento de Lima, Ica y La Libertad. En general los departamentos de la costa (con la notable excepción de Tumbes) tienden a estar distribuidos de manera más homogénea con respecto a la población de Lima Metropolitana.

Tabla 8. Lima Metropolitana: Índices de disimilitud por departamentos de nacimiento seleccionados

	TAC	HUV	PAS	TUM	JUN	LAM	ARE	PIU	LAL	ICA	LMA	LMM
MDD	0,46	0,54	0,51	0,41	0,48	0,37	0,38	0,38	0,36	0,36	0,39	0,38
TAC		0,56	0,52	0,38	0,47	0,36	0,27	0,37	0,32	0,30	0,36	0,36
HUV			0,26	0,55	0,21	0,45	0,44	0,45	0,45	0,43	0,37	0,36
PAS				0,50	<u>0,18</u>	0,40	0,41	0,41	0,40	0,41	0,33	0,35
TUM					0,47	0,27	0,33	0,25	0,28	0,30	0,34	0,31
JUN						0,37	0,36	0,38	0,37	0,35	0,29	0,30
LAM							0,25	<u>0,16</u>	<u>0,15</u>	0,21	0,22	0,20
ARE								0,24	0,20	<u>0,16</u>	0,22	<u>0,20</u>
PIU									0,19	0,21	0,22	<u>0,19</u>
LAL										<u>0,18</u>	0,19	<u>0,19</u>
ICA											0,20	<u>0,17</u>
LMA												<u>0,16</u>

Elaboración propia con datos del censo 2007

Los 5 valores más altos y más bajos se muestran en negrita y subrayados, respectivamente.

Departamentos de nacimiento: MDD = Madre de Dios, TAC = Tacna, HUV = Huancavelica, PAS = Pasco, TUM = Tumbes, JUN = Junín, LAM = Lambayeque, ARE = Arequipa, PIU = Piura, LAL = La Libertad, ICA = Ica, LMA = Resto de Lima, LMM = Lima Metropolitana.

Según su lugar de nacimiento, los colectivos con mayor disimilitud entre ellos son los que provienen de Huancavelica y Tacna, de Huancavelica y Tumbes, y de Huancavelica y Madre de Dios, quienes tendrían que cambiar de zona censal a más de la mitad de sus poblaciones para una

distribución homogénea con respecto a la del otro departamento. Por el contrario, Lambayeque y La Libertad, Lambayeque y Piura, y Arequipa e Ica son los que presentan los menores índices de disimilitud (0,15 y 0,16) entre ellos, lo que indica que la población proveniente de los departamentos de la costa (nuevamente con excepción de Tumbes) tienden a ubicarse en el territorio de una manera más homogénea entre ellos.

Tabla 9. Lima Metropolitana: Índices de interacción con respecto a departamentos con los que más y menos se interactúa

	ANC	JUN	LMA	MDD	MOQ	TAC	LMM
AMA	0,037	0,036	0,032	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,654
ANC	0,051	0,031	0,032	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	0,001	0,643
APU	0,030	0,041	0,029	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	<u>0,001</u>	0,678
ARE	0,028	0,033	0,032	<u>0,000</u>	0,001	0,002	0,638
AYA	0,027	0,046	0,030	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	<u>0,001</u>	0,672
CAJ	0,040	0,035	0,032	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,668
CUS	0,031	0,040	0,030	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,666
HUC	0,036	0,043	0,031	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	0,001	0,669
HUV	0,026	0,061	0,030	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	<u>0,001</u>	0,671
ICA	0,029	0,034	0,031	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,675
JUN	0,026	0,063	0,031	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	0,001	0,633
LAL	0,035	0,032	0,031	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,652
LAM	0,035	0,032	0,031	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,670
LMA	0,033	0,038	0,035	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,655
LOR	0,033	0,032	0,031	<u>0,001</u>	0,001	0,001	0,663
MDD	0,033	0,033	0,031	0,001	0,001	0,001	0,679
MOQ	0,029	0,033	0,032	<u>0,000</u>	0,002	0,002	0,680
PAS	0,029	0,064	0,031	<u>0,000</u>	<u>0,001</u>	<u>0,001</u>	0,658
PIU	0,034	0,031	0,030	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,654
PUN	0,029	0,042	0,030	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,679
SAM	0,035	0,034	0,031	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,654
TAC	0,027	0,033	0,032	<u>0,001</u>	0,002	0,003	0,652
TUM	0,032	0,028	0,030	<u>0,001</u>	0,001	0,002	0,654
UCA	0,034	0,037	0,031	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,636
LMM	0,030	0,034	0,030	<u>0,000</u>	0,001	0,001	0,684

Elaboración propia con datos del censo 2007

Departamentos de nacimiento: AMA = Amazonas, ANC = Ancash, APU = Apurímac, ARE = Arequipa, AYA = Ayacucho, CAJ = Cajamarca, CUS = Cusco, HUC = Huánuco, HUV = Huancavelica, ICA = Ica, JUN = Junín, LAL = La Libertad, LAM = Lambayeque, LMA = Resto de Lima, LOR = Loreto, MDD = Madre de Dios, MOQ = Moquegua, PAS = Pasco, PIU = Piura, PUN = Puno, SAM = San Martín, TAC = Tacna, TUM = Tumbes, UCA = Ucayali, LMM = Lima Metropolitana.

Los valores más altos y más bajos se encuentran en negrita y subrayados, respectivamente.

La población nacida fuera de Lima Metropolitana representaba alrededor de la tercera parte de la población total de la ciudad en 2007. Las probabilidades de que los nativos de cualquiera de los departamentos del país vivan en la misma zona censal que alguna persona nacida en Lima Metropolitana se encuentran entre 60 y 70 por ciento, lo que es natural por tratarse de

la población mayoritaria. Por el contrario, la interacción entre departamentos es baja (*tabla 9*). En términos relativos existe una mayor exposición a las personas nacidas en Junín y Ancash, y una probabilidad muy pequeña de interactuar con personas nacidas en Madre de Dios, Moquegua y Tacna, aunque en todos los casos las probabilidades son inferiores al 7 por ciento.

Al igual que en el análisis de las variables iniciales, a pesar de los bajos índices de disimilitud y de interacción observados para los departamentos de nacimiento, todos ellos reportan índices globales de Moran positivos y significativos (*tabla 9*). Es decir, que su población se distribuye en la ciudad de manera distinta de lo que sería un patrón aleatorio, y en la mayoría de los casos (18 de los 24 departamentos), el índice de Moran supera el 0,5.

Tabla 9. Índices globales de Moran por departamento de nacimiento.

Departamento	Moran global	
Ancash	0,852	**
Junín	0,836	**
Pasco	0,745	**
Lima Metropolitana	0,722	**
Huancavelica	0,687	**
Cajamarca	0,663	**
Arequipa	0,656	**
Ayacucho	0,638	**
Apurímac	0,628	**
Cusco	0,608	**
La Libertad	0,591	**
Piura	0,586	**
Resto de Lima	0,584	**
Lambayeque	0,578	**
Loreto	0,558	**
Ica	0,544	**
Huánuco	0,543	**
San Martín	0,503	**
Tacna	0,466	**
Tumbes	0,444	**
Amazonas	0,412	*
Puno	0,380	**
Ucayali	0,282	**
Moquegua	0,257	**
Madre de Dios	0,042	*

*Pseudo-p significativo al 5%, con 999 permutaciones.

**Pseudo-p significativo al 1%, con 999 permutaciones.

Elaboración propia con datos del censo 2007

El *anexo 2* muestra los mapas de indicadores locales de autocorrelación espacial de Moran para todos los departamentos de nacimiento, en los que se puede apreciar una gran diversidad de patrones de distribución de la población en el territorio. Pero toda esa diversidad no puede ser identificada con los indicadores no espaciales de segregación residencial, pues no

permiten ver los arreglos de la población dentro de la ciudad, con lo que se verifica la ocurrencia de la *falla 2*.

4.3 Los mismos resultados para patrones espaciales diferentes (*falla 1*).

La exploración de la variable de departamento de nacimiento permite verificar la ocurrencia de la *falla 1*, que señala que los indicadores no espaciales de segregación residencial pueden tener el mismo valor aún cuando los patrones espaciales sean muy diferentes entre sí.

La *tabla 10* muestra un conjunto de departamentos de nacimiento (Junín, Ayacucho y Puno) que tienen índices de segregación muy similares entre sí. La diferencia entre el mayor y el menor, es de menos del 0,56 por ciento; sin embargo, al calcular los índices globales de Moran para esos mismos departamentos, las diferencias son considerables.

Tabla 10: Índices de segregación (*IS*) e índices globales de Moran (*I*) para departamentos de nacimiento seleccionados.

Departamento de nacimiento	<i>IS</i>	<i>I</i>
Junín	0,2849	0,846*
Ayacucho	0,2841	0,648*
Puno	0,2833	0,380*
Diferencia entre el mayor y el menor	0,0016	0,466

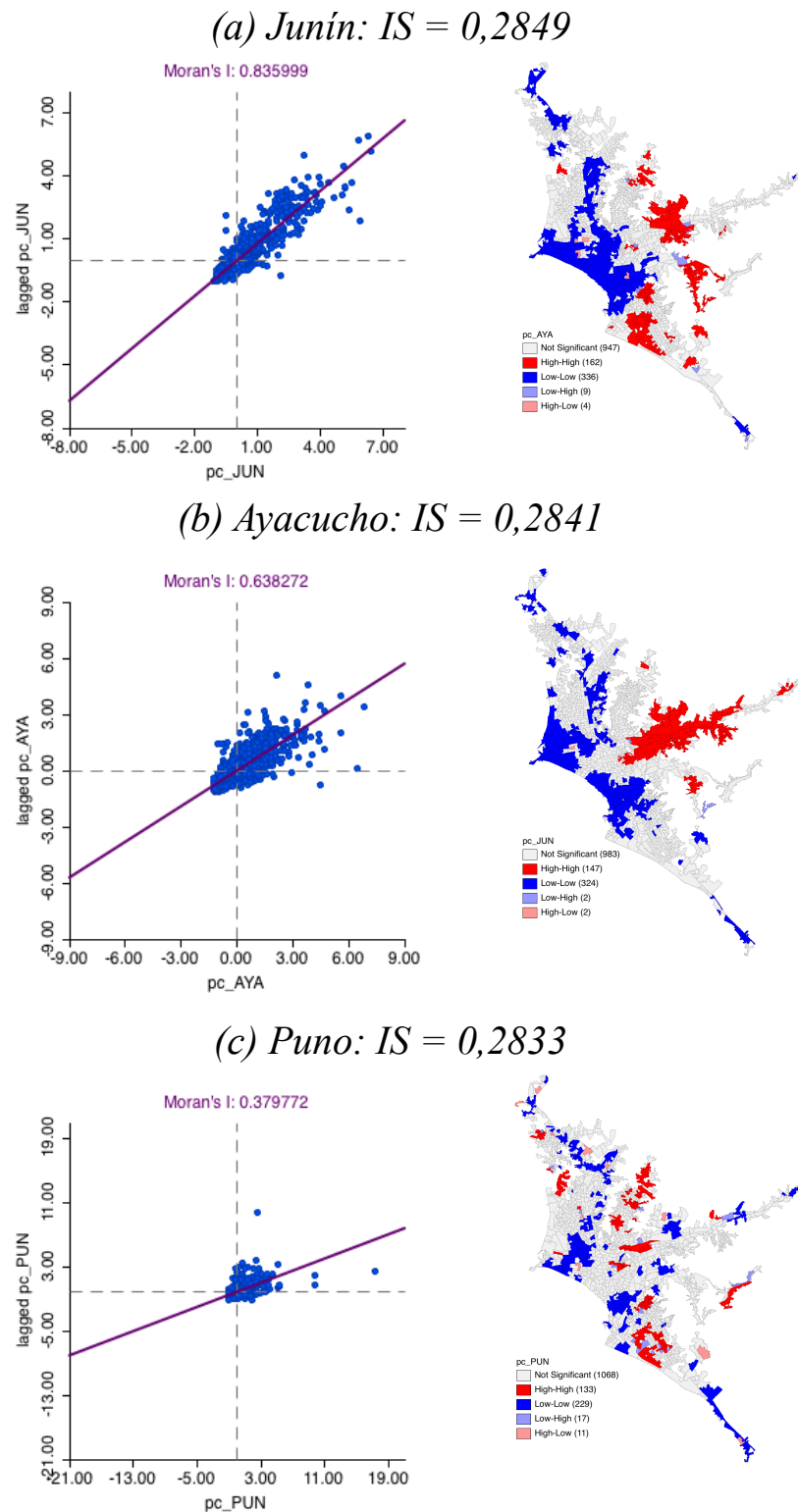
**Pseudo-p* significativo al 5%, con 999 permutaciones.

Elaboración propia con datos del censo 2007

Más aún, los mapas de indicadores locales de Moran, en la figura 9, muestran que estos tres departamentos de origen tienen tres patrones de segregación muy distintos. La población proveniente de Junín presenta una aglomeración principalmente en el interior de San Juan de Lurigancho, las zonas de Vitarte y Santa Clara, en el distrito de Ate, y Huachipa, en Lurigancho; San Juan de Miraflores y gran parte de Villa el Salvador. Los ayacuchanos, por su parte, están casi exclusivamente en el eje de la zona de Barrios Altos en el distrito de Lima, Santa Anita, Ate y Lurigancho, con una pequeña aglomeración en Manchay (Pachacámac). El caso de los nacidos en Puno es interesante porque su patrón de segregación está mucho más disperso en el territorio y aglomeraciones más pequeñas, al mismo tiempo que tiene más zonas no significativas y zonas con autocorrelación espacial negativa.

Así, se verifica que indicadores no espaciales de segregación con similar valor ocultan patrones de segregación muy diversos, por lo que al contar solamente con indicadores de este tipo, no habría manera de saber cuál es el patrón de segregación subyacente en la ciudad.

Figura 9: Diagramas de dispersión e de indicadores locales de Moran para departamentos con similar índice de segregación.



Elaboración propia con datos del censo 2007
Criterio de contigüidad R1

5 Conclusiones

Los resultados de este trabajo muestran la ocurrencia de las fallas fundamentales de los indicadores no espaciales de segregación residencial para el caso de Lima Metropolitana en 2007. La comparación entre los indicadores tradicionales (no espaciales) y los índices de Moran (espaciales) muestra que sin estos últimos la comprensión de la segregación residencial de la ciudad hubiera sido errónea.

A partir del cálculo de indicadores espaciales y no espaciales de segregación para la ciudad, se verificó la ocurrencia de tres de las fallas de los indicadores no espaciales señaladas por Garrocho y Campos-Alanís (2013). En primer lugar, se verificó que aunque el cálculo de los indicadores de segregación y disimilitud generó valores similares para algunos departamentos de nacimiento de la población, al contrastarlos con los índices globales y locales de Moran se revela que, en realidad, la población de esos departamentos se distribuye de manera muy distinta en el territorio, por lo que los indicadores no espaciales mostraron valores similares que ocultaban la existencia de patrones espaciales diferentes (*falla 1*).

En segundo lugar, los indicadores espaciales no permitieron identificar que al interior de la ciudad existen espacios en los cuales se aglomera la población según distintas características (*falla 2*). Se identifica una zona central en la que se aglomeran los valores de las variables que reflejan menor vulnerabilidad y pobreza. En esta área se concentran las zonas censales con alto nivel de estudios, y baja proporción de migrantes, jóvenes que no estudian ni trabajan, y personas con lengua nativa. Por el contrario, los valores de las variables que reflejan mayor pobreza o vulnerabilidad se aglomeran en zonas de la periferia y zonas altas de la ciudad.

En tercer lugar, se verificó que los indicadores no espaciales cambiaron su valor al modificar la unidad de agregación de la zona censal al distrito (*falla 3*).

Como consecuencia de estas tres fallas, los indicadores no espaciales, por sí solos, muestran equívocamente a Lima Metropolitana como si fuera una ciudad con niveles moderados o bajos de segregación residencial, tanto en aspectos socioeconómicos, como socioculturales, cuando en realidad se caracteriza por un patrón de segregación en el que las variables asociadas a la vulnerabilidad y pobreza de las personas tienden a concentrarse en aglomeraciones de distinto tamaño, principalmente en las periferias o “conos” de la ciudad; al mismo tiempo que aquellas variables que se asocian con una vulnerabilidad y pobreza bajas tienden a aglomerarse en una extensa zona de alta renta que coincide con las zonas urbanizadas hacia la mitad del siglo pasado. En otras palabras, el análisis de la segregación residencial utilizando indicadores no espaciales impide detectar el patrón de segregación subyacente en la ciudad, aún cuando este

muestra importantes aglomeraciones, como indican los datos censales para Lima Metropolitana en 2007.

Con respecto al patrón de segregación que se encuentra en la ciudad, este se asemeja solo parcialmente al “patrón tradicional de segregación” en Latinoamérica según Sabatini (2006). Se encuentra la existencia de una zona de alta renta que se proyecta desde el centro de la ciudad (los centros de Lima y Callo, para la conurbación de Lima Metropolitana) hacia uno de sus lados, y se encuentra también que en la periferia se concentra la ocurrencia de variables asociadas a la pobreza.

Sin embargo, la zona de alta renta de la ciudad, a diferencia de lo que propone Sabatini, tiende a ser homogénea (su aglomeración tiende a ser vasta, continua y a abarcar varios distritos completos), y posiblemente más homogénea que los “conos” de la ciudad, que tienden a presentar aglomeraciones discontinuas dentro de los distritos que los componen.

Por otro lado, tampoco se encuentra evidencia de la tendencia a la fragmentación de la ciudad y al endurecimiento de las barreras entre vecindarios de las ciudades latinoamericanas que propone Ward (2009) pues, de hecho, se encuentran muy pocas zonas censales que presentan autocorrelación negativa.

A partir del patrón identificado en Lima Metropolitana y las limitaciones que presentan los indicadores no espaciales, es importante que la investigación de la segregación residencial incorpore indicadores espaciales en su medición, para de ese modo incrementar la comprensión de la ciudad a partir de la profundización en el análisis de las aglomeraciones en distintas zonas de la ciudad, del análisis de su homogeneidad o heterogeneidad y del seguimiento de su evolución a través del tiempo.

6 Bibliografía

- Agostini, C. A., Hojman, D., Román, A., y Valenzuela, L. (2016). Segregación residencial de ingresos en el Gran Santiago, 1992-2002: una estimación robusta. *EURE (Santiago)*, 42(127), 159-184.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L. (2018). Global Spatial Autocorrelation (1). Recuperado 18 de junio de 2019, de GeoDa. An Introduction to Spatial Data Analysis website: https://geodacenter.github.io/workbook/5a_global_auto/lab5a.html#fn1
- Arriagada Luco, C., y Rodríguez Vignoli, J. (2003). Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: magnitud, evolución e implicaciones de política. En *Serie Población y Desarrollo N° 47*. Santiago: CEPAL.
- Bell, W. (1954). A Probability Model for the Measurement of Ecological Segregation. *Social*

Forces, 32(4), 357-364. <https://doi.org/10.2307/2574118>

- Borsdorf, A., y Hidalgo, R. (2010). *From Polarization to Fragmentation. Recent Changes in Latin American Urbanization BT - Decentralized Development in Latin America: Experiences in Local Governance and Local Development* (P. Lindert & O. Verkoren, Eds.). https://doi.org/10.1007/978-90-481-3739-8_2
- Calderón, J. (2016). *La ciudad ilegal: Lima en el siglo XX*. Lima: Punto Cardinal.
- Castro, J. F., Yamada, G., y Asmat, R. (2012). Diferencias étnicas y de sexo en el acceso y deserción en el sistema educativo peruano. *Fondo Editorial, Universidad del Pacífico Chapters of Books*, 1, 19-60.
- Clichevsky, N. (2000). *Informalidad y segregación urbana en América Latina: una aproximación*. Santiago: CEPAL.
- Di Virgilio, M. M., y Perelman, M. (2014). *Ciudades latinoamericanas: desigualdad, segregación y tolerancia*. Buenos Aires: Clacso.
- Duncan, O. D., y Duncan, B. (1955). A methodological analysis of segregation indexes. *American sociological review*, 20(2), 210-217.
- Elias, M., y Rey, S. (2011). Educational performance and spatial convergence in Peru. *Région et Développement*, 33, 107-135.
- Fernández de Córdova, G. (2012). *Nuevos patrones de segregación socio-espacial en Lima y Callao 1990-2007* (N.º 15). Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú. Departamento de Arquitectura.
- Gallardo, J. C. (2016). Análisis exploratorio espacial del ingreso de los egresados universitarios del Perú. *Anales Científicos*, 77(2), 329-337. Universidad Nacional Agraria La Molina.
- Garrocho, C., y Campos-Alanís, J. (2013). Réquiem por los indicadores no espaciales de segregación residencial. *Papeles de población*, 19(77), 269-300.
- Hernández-Vásquez, A., Azañedo, D., Antiporta, D. A., y Cortés, S. (2017). Análisis espacial de la anemia gestacional en el Perú, 2015. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 34, 43-51.
- Hernández-Vásquez, A., Bende-zú-Quispe, G., Díaz-Seijas, D., Santero, M., Minckas, N., Azañedo, D., y Antiporta, D. A. (2016). Análisis espacial del sobrepeso y la obesidad infantil en el Perú, 2014. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 33, 489-497.
- Hernández-Vásquez, A., y Tapia-López, E. (2017). Desnutrición crónica en menores de cinco años en Perú: análisis espacial de información nutricional, 2010-2016. *Revista Española de Salud Pública*, 91, 1-10.
- Herrera, J., y Cozzubo Chaparro, A. (2016). *La Vulnerabilidad de los hogares a la pobreza en el Perú, 2004-2014*. PUCP, Departamento de Economía.
- Joseph, J., Castellanos, T., Pereyra, O., y Aliaga, L. (2005). Lima, "Jardín de los senderos que se bifurcan": segregación e integración. En *Ciudades latinoamericanas: un análisis comparativo en el umbral del nuevo siglo* (pp. 363-440).

- Liebertson, S. (1981). An Asymmetrical Approach to Segregation. En *Ethnic segregation in cities*. (pp. 61-82). Croom Helm.
- Lloyd, C. D. (2010). Exploring population spatial concentrations in Northern Ireland by community background and other characteristics: an application of geographically weighted spatial statistics. *International Journal of Geographical Information Science*, 24(8), 1193-1221.
- Martori, J. C. (2007). La segregación residencial en Barcelona. En *Llibre Blanc de l'Habitatge a Barcelona*. Barcelona: Ajuntament de Barcelona Barcelona.
- Martori, J. C., y Hoberg, K. (2004). *Indicadores cuantitativos de segregación residencial. El caso de la población inmigrante en Barcelona*.
- Martori, J. C., y Hoberg, K. (2008). *Nuevas técnicas de estadística espacial para la detección de clusters residenciales de población inmigrante*.
- Massey, D. S., y Denton, N. A. (1988). The Dimensions of Residential Segregation. *Social Forces*, 67(2), 281-315. <https://doi.org/10.1093/sf/67.2.281>
- Massey, D. S., y Denton, N. A. (1993). *American apartheid: Segregation and the making of the underclass*. Harvard University Press.
- Metzger, P., Gluski, P., Robert, J., y Sierra, A. (2015). *Atlas problemático de una metrópoli vulnerable: desigualdades urbanas en Lima et Callao*. Lima: Institut français des études andines.
- Pereyra, O. (2006). Forma urbana y segregación residencial en Lima. *Debates en Sociología*, (31), 69-106.
- Perú-INEI. (2007). *Programa Censal*. Lima.
- Perú-INEI. (2008). *Perfil sociodemográfico del Perú 2007*. Lima.
- Perú-INEI. (2012). *Informe Técnico. Evolución de la Pobreza 2007-2011*. Lima.
- Perú-INEI. (2018). *Perfil sociodemográfico del Perú 2017*. Lima.
- Peters, P. A., y Skop, E. H. (2007). Socio-spatial segregation in metropolitan Lima, Peru. *Journal of Latin American Geography*, 6(1), 149-171.
- Reardon, S. F., y O'Sullivan, D. (2004). Measures of Spatial Segregation. *Sociological Methodology*, 34, 121-162.
- Rodríguez Vignoli, J. (2001). *Segregación residencial socioeconómica: ¿qué es?, ¿cómo se mide?, ¿qué está pasando?, ¿importa?* Cepal.
- Sabatini, F. (2006). *La segregación social del espacio en las ciudades de América Latina*. Inter-American Development Bank.
- Sabatini, F., Cáceres, G., y Cerda, J. (2001). Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: Tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción. *EURE (Santiago) - Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales*, 27(82).
- Tavera, J., Oré, T., y Málaga, R. (2017). La dinámica de la población que no estudia ni trabaja

en el Perú: quiénes son, cómo son y cómo han cambiado. *Apuntes*, 44(80), 5-49.

Telles, E. E. (1992). Residential Segregation by Skin Color in Brazil. *American Sociological Review*, 57(2), 186-197. <https://doi.org/10.2307/2096204>

Thibert, J., y Osorio, G. A. (2014). Urban Segregation and Metropolitics in Latin America: The Case of Bogotá, Colombia. *International journal of urban and regional research*, 38(4), 1319-1343. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1468-2427.12021>

Ward, P. M. (2009). Unpackaging residential segregation: the importance of scale and informal market processes. *Investigaciones Geográficas (Mx)*, (70), 114-134.

White, M. J. (1983). The Measurement of Spatial Segregation. *American Journal of Sociology*, 88(5), 1008-1018. <https://doi.org/10.1086/227768>

Wong, D. W. S. (1997). Spatial dependency of segregation indices. *Canadian Geographer/Le Géographe canadien*, 41(2), 128-136.

Wong, D. W. S. (2002). Spatial Measures of Segregation and Gis1. *Urban Geography*, 23(1), 85-92.

Yamada, G. (2007). *Retornos a la educación superior en el mercado laboral: vale la pena el esfuerzo?* (Vol. 78). Universidad del Pacífico.

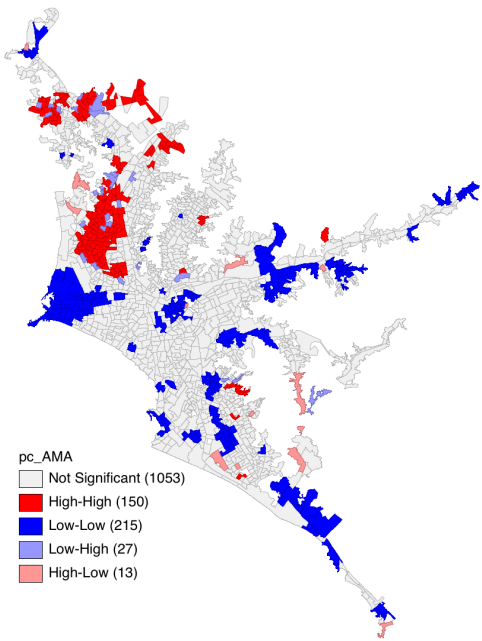
Yamada, G., Lizarzaburu, A., y Samanamud, K. (2012). *La persistencia de las brechas étnicas en el mercado laboral peruano* (Vol. 1). Lima.

Anexo 1: Departamentos del Perú

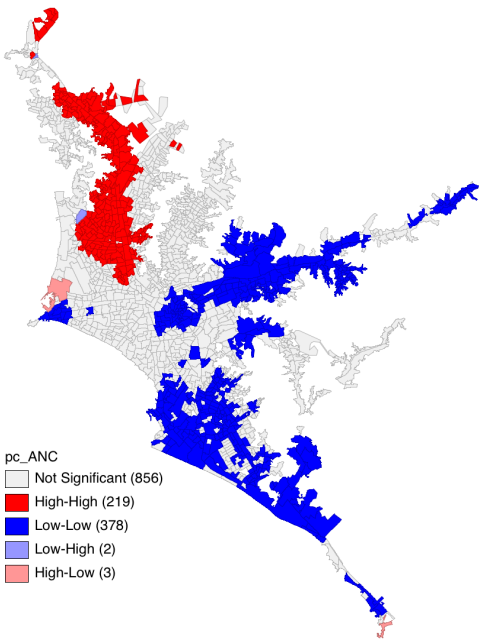
Elaboración propia

Anexo 2: Indicadores locales de autocorrelación espacial de Moran, según departamento de nacimiento.

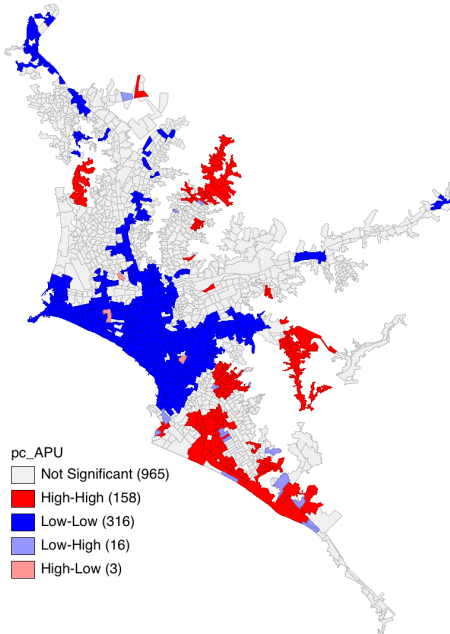
(a) Departamento de nacimiento: Amazonas



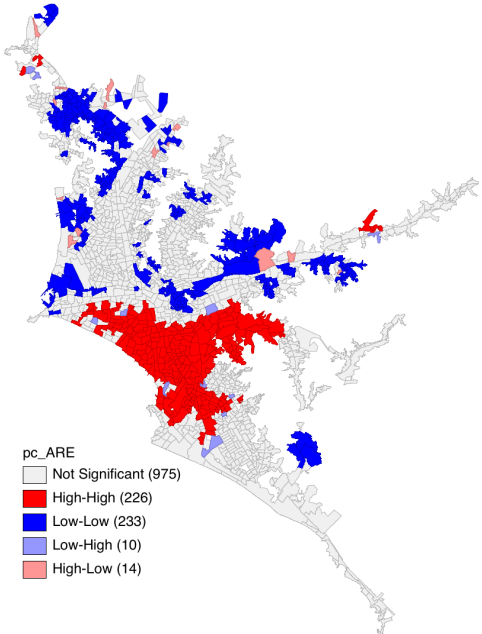
(b) Departamento de nacimiento: Ancash



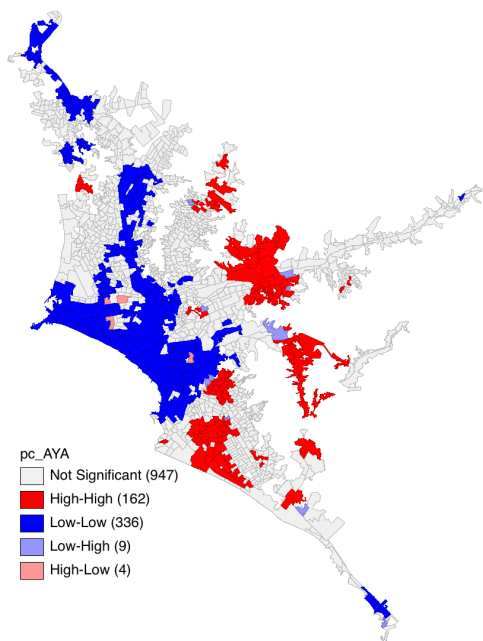
(c) Departamento de nacimiento: Apurímac



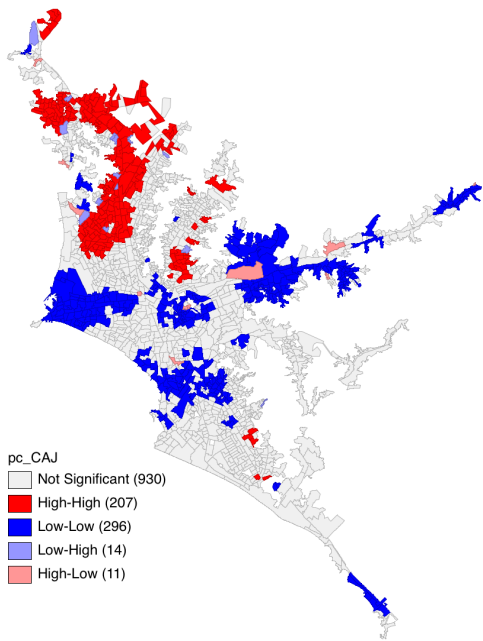
(d) Departamento de nacimiento: Arequipa



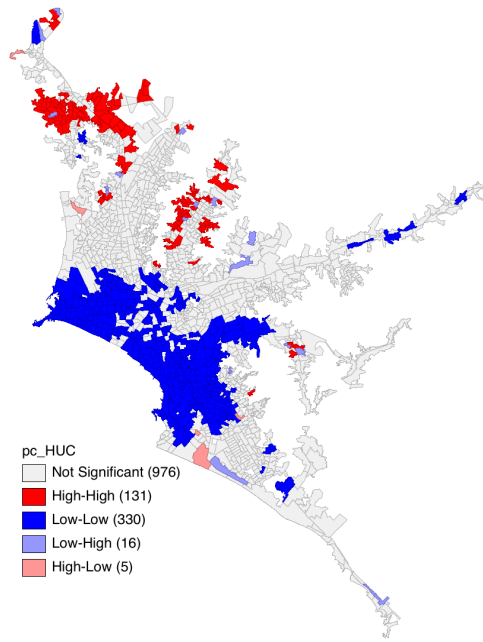
(e) Departamento de nacimiento: Ayacucho



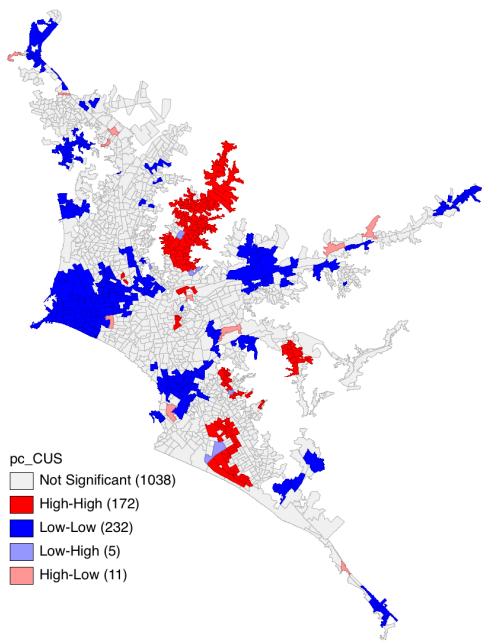
(f) Departamento de nacimiento: Cajamarca



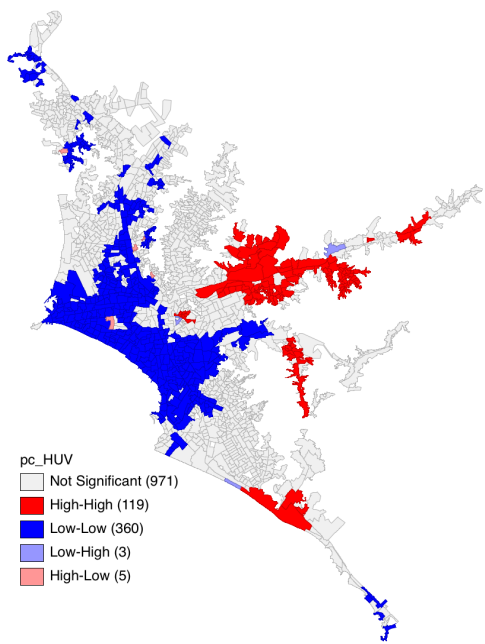
(g) Departamento de nacimiento: Cusco



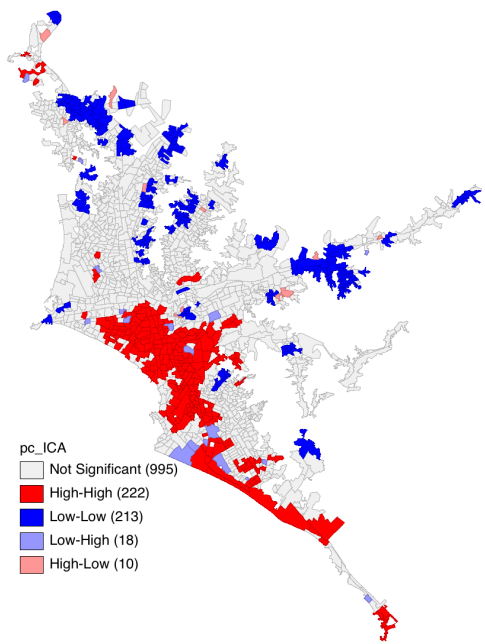
(h) Departamento de nacimiento: Huánuco



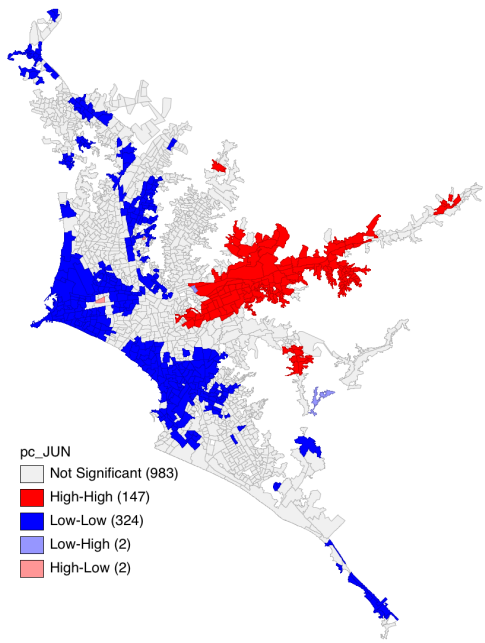
(i) Departamento de nacimiento: Huanavelica



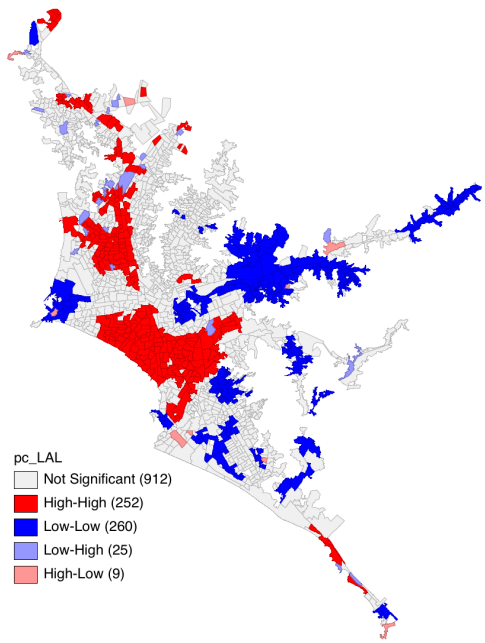
(j) Departamento de nacimiento: Ica



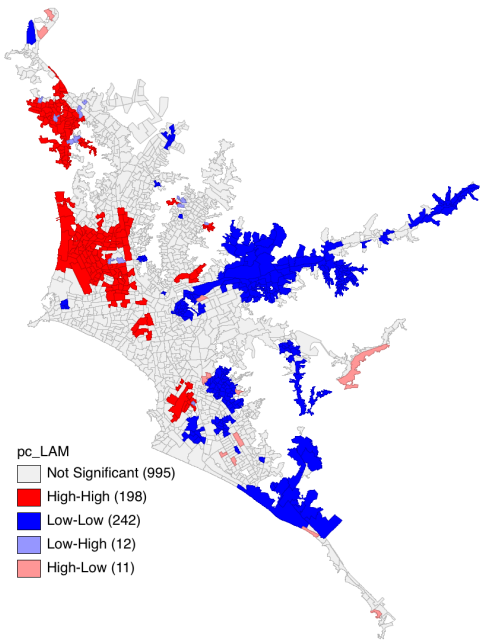
(k) Departamento de nacimiento: Junín



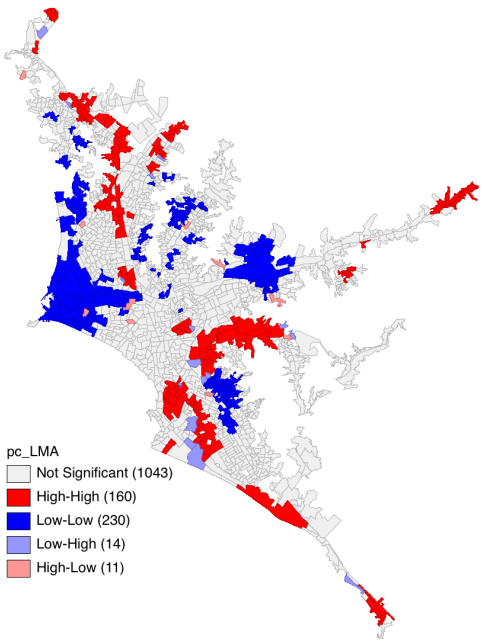
(l) Departamento de nacimiento: La Libertad



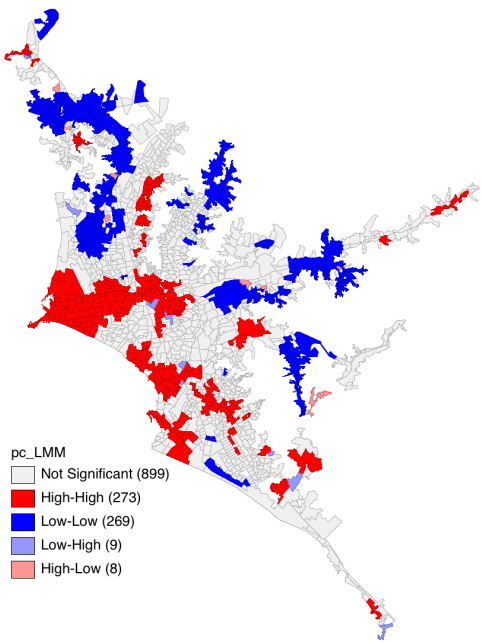
(m) Departamento de nacimiento: Lambayeque



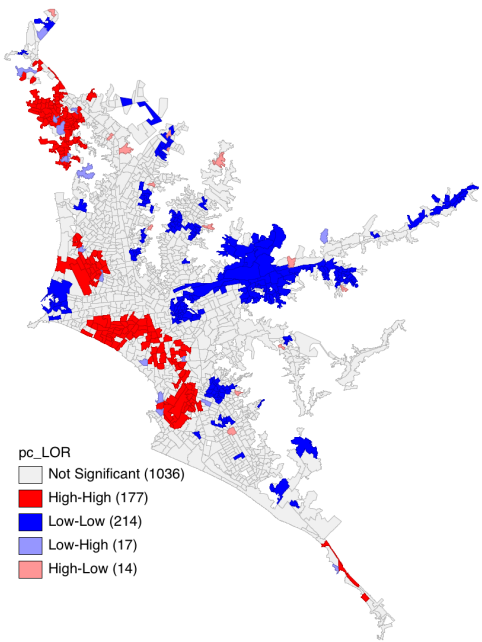
(n) Departamento de nacimiento: Resto de Lima



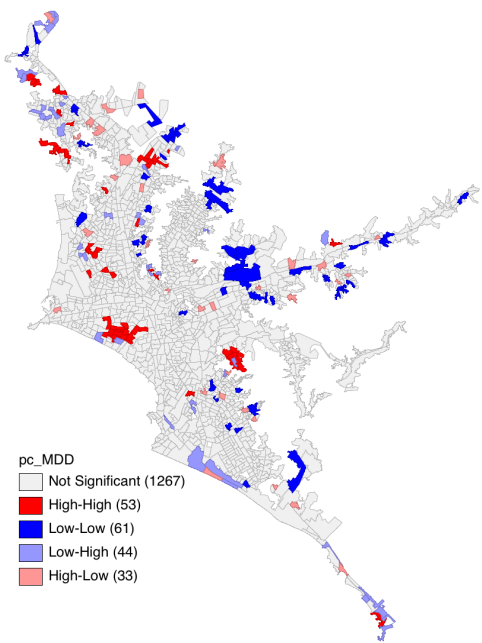
(o) Departamento de nacimiento: Lima Metropolitana



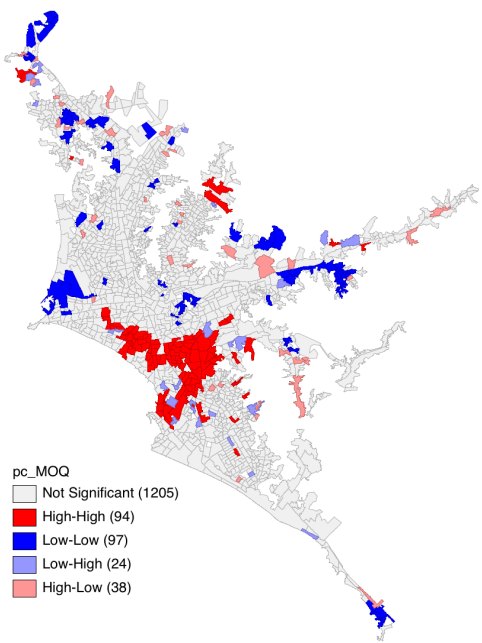
(p) Departamento de nacimiento: Loreto



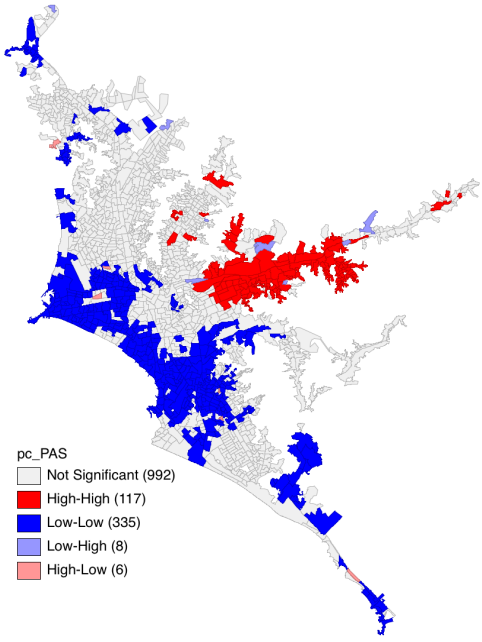
(q) Departamento de nacimiento: Madre de Dios



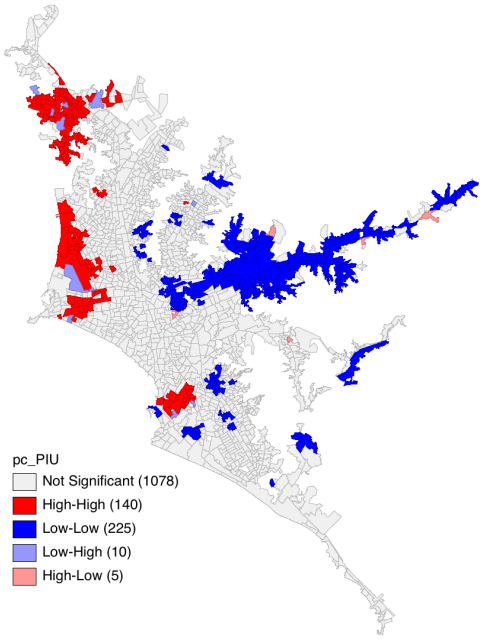
(r) Departamento de nacimiento: Moquegua



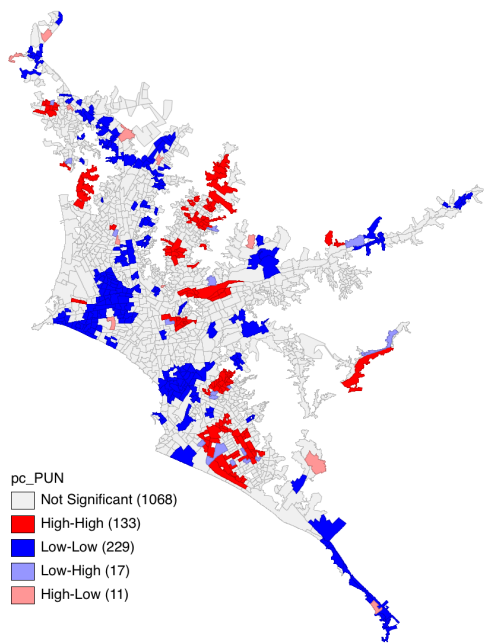
(s) Departamento de nacimiento: Pasco



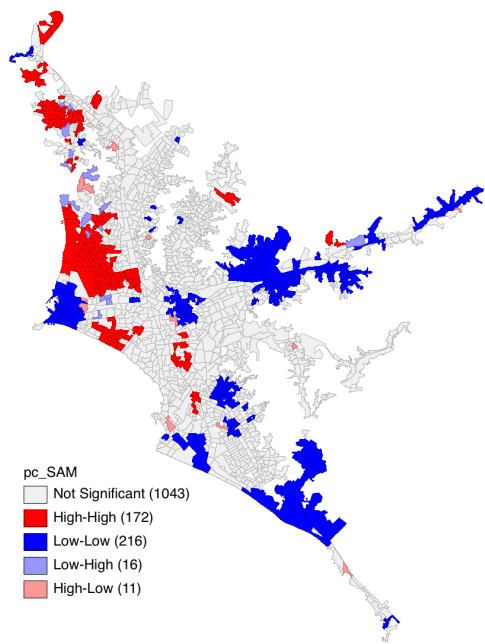
(t) Departamento de nacimiento: Piura



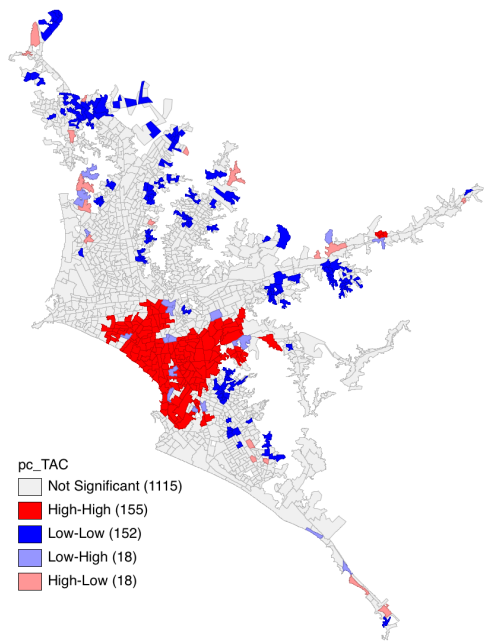
(u) Departamento de nacimiento: Puno



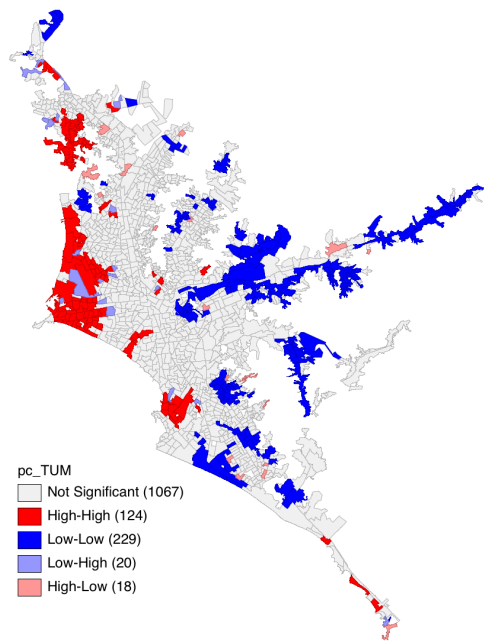
(v) Departamento de nacimiento: San Martín



(w) Departamento de nacimiento: Tacna



(x) Departamento de nacimiento: Tumbes



(y) *Departamento de nacimiento: Ucayali*

